

## К вопросу точности информации при оптимизации предупредительных замен

*Предложен метод исследования устойчивости и чувствительности моделей оптимизации предупредительных замен, позволяющий обосновать эквивалентность получаемых решений при различной степени неопределенности информации о функции распределения вероятности безотказной работы и обосновать точность задания исходной экономической информации.*

**Ключевые слова:** модель, оптимизация, устойчивость, чувствительность, исследования, точность, эквивалентность.

### Актуальность проблемы

В настоящее время оптимизационные расчеты параметров предупредительных замен (ПЗ) технических устройств (ТУ) проводятся, как правило, в предположении о строгой достоверности и однозначности используемой исходной информации и, следовательно, о строгой однозначности получаемых решений. Однако на практике при оптимизации ПЗ неизбежна большая или меньшая неопределенность исходной информации, которая проявляется в недостоверном знании численных значений исходных показателей или их вероятностного описания. Исходную информацию в задачах оптимизации ПЗ можно разделить на три вида: 1) детерминированную; 2) вероятностно-определенную, когда известны функции и параметры распределения случайных величин; 3) вероятностно-неопределенную, когда функции распределения случайных величин не известны.

К детерминированной относится информация о стоимости ПЗ, среднее значение которой однозначно определено нормативными документами. Информацию о стоимости аварийного восстановления можно отнести к вероятностно-определенной, поскольку она не может быть определена однозначно из-за зависимости от ряда случайных факторов (внезапность отказов ТУ, квалификация обслуживающего персонала и т. п.). Информацию об ущербе из-за отказов ТУ, в силу случайного, а иногда недостаточно определенного характера, можно отнести к вероятностно-определенной или к вероятностно-неопределенной. Особые трудности на практике возникают при выборе функции распределения вероятности безотказной работы (ВБР) из-за малого объема статистического материала об отказах ТУ.

Определить функцию распределения существующим методом математической статистики можно при количестве отказов более ста. В этом случае информация будет вероятностно - определенной, а в противном случае – вероятностно - неопределенной, так как при этом можно получить несколько возможных функций распределения.

Неопределенность исходной информации приводит к методическим и практическим трудностям оптимизации ПЗ. При этом значительно повышается размерность решаемой задачи, так как появляется большое число возможных сочетаний информации о функции распределения вероятности безотказной работы и стоимостных показателей. Это приводит к неоднозначности решения оптимизационной задачи, поскольку каждая периодичность ПЗ при тех или иных сочетаниях исходной информации будет условно оптимальной. Поэтому проблема исследования и обоснования точности определения исходной информации о функциях распределения вероятности безотказной работы и стоимостных показателей при оптимизации ПЗ является весьма актуальной.

### Анализ публикаций

В статье [1] автором впервые применительно к моделям оптимизации предупредительных замен введены понятия экономической устойчивости решений и чувствительности к вариации исходных данных функции удельных эксплуатационных затрат. Проведены исследования устойчивости и чувствительности известных в теории надежности моделей оптимизации ПЗ по наработке и групповых замен [2]. В результате при заданной точности расчетов определены зоны равно экономической периодичности и оценены диапазоны допустимых отклонений параметров моделей в зоне экономической устойчивости. Как продолжение этой работы в статье [3] с целью обоснования точности задания исходных экономических данных проведены аналогичные исследования функции удельных эксплуатационных

затрат известной в теории надежности модели оптимизации ПЗ с минимальным ремонтом при отказе для функции распределения Вейбулла [2]. В статье [4] представлены результаты выполненных исследований моделей оптимизации ПЗ в условиях вероятностно-неопределенной информации о функции распределения ВБР. В этом случае при оцененном значении коэффициента вариации задано семейство функций распределения и показана эквивалентность получаемых решений в отношении определения диапазона оптимальных значений периодичности ПЗ.

В связи с актуальностью в дальнейшем появилось ряд публикаций по этой проблеме. Так в [5] рассматривается случай, когда установлен вид закона распределения времени безотказной работы и оценены значения его параметров. Здесь исследуется только влияние отклонений параметров распределения на выбор периода профилактического обслуживания. В качестве критерия используется максимальное значение коэффициента готовности, а средние длительности предупредительных профилактик и аварийно-профилактических работ при этом считаются детерминированными. Необходимо отметить, что приведенный пример определения периода профилактики при экспоненциальном законе распределения является некорректным. Этот закон описывает отказы нестареющих систем, для которых проведение профилактического обслуживания не целесообразно [2]. Аналогично, в [6] приведены результаты исследований влияния отклонений оценочных значений параметра формы распределения Вейбулла (параметр масштаба при этом принимается детерминированным) на оптимальные значения сроков замен и на оптимальные значения эксплуатационных затрат при стратегии ПЗ по наработке. Здесь функция распределения считается определенной, а информация о стоимости предупредительных и аварийных замен принимается детерминированной.

В статье [7] сделана попытка обоснования требований к точности оценок показателей безотказности для решения задач продления срока службы РЭС. Авторы ссылаются только на публикацию [1], хотя полностью используют результаты ранее выполненных исследований [3], заменив только обозначения параметров формул. Если в [3] по результатам исследования устойчивости и чувствительности дана оценка допустимой точности определения исходных данных, то в [7] фактически повторяется исследование устойчивости удельных затрат известной модели ПЗ с минимальным ремонтом при отказе для функции распределения Вейбулла, и не дается решение поставленной в статье цели.

Таким образом, из приведенного анализа публикаций, очевидно, что вопросы исследования и обоснования требований к точности исходной информации при оптимизации предупредительных

замен до настоящего времени остаются не завершенными.

**Цель статьи** – исследования устойчивости и чувствительности моделей оптимизации предупредительных замен для обоснования эквивалентности получаемых решений при различной степени неопределенности о функции распределения вероятности безотказной работы и для обоснования точности задания исходной экономической информации.

### **Обоснование эквивалентности моделей при разных функциях распределения вероятности безотказной работы**

Исходная информация, которую реально удается собрать и подготовить для решения задачи оптимизации периодичности ПЗ технических устройств, оказывается, как правило, в значительной степени неопределенной. Это, в первую очередь, относится к функции распределения ВБР  $P(u)$ . Если по данным об отказах могут быть получены оценки коэффициента вариации  $v$  функции  $P(u)$ , то можно утверждать, что она принадлежит заданному множеству  $P(u) \in F(v)$  [8]. При этом на основании прошлого опыта, использования аналогов можно сделать некоторые достаточно правдоподобные предположения о возможных видах функций распределения. Такую информацию назовем частично неопределенной. Если же получена оценка только наработки на отказ  $T$ , то такую информацию назовем неопределенной.

С одной стороны, неопределенность исходной информации предопределяет неоднозначность оптимальных решений, поскольку каждой из возможных функций распределения соответствует свое условно-оптимальное значение периодичности. С другой стороны, исследования показали, что функция удельных эксплуатационных затрат в зоне оптимума обладает свойством экономической устойчивости, которое характеризуется незначительным увеличением затрат при достаточно больших отклонениях периодичности от ее теоретически оптимального значения [1]. В качестве нормированного увеличения удельных эксплуатационных затрат по сравнению с их минимальным значением, в пределах которого математическую модель можно считать экономически устойчивой к изменению периодичности предупредительных замен, обычно принимают  $\delta = 0,05$ .

При известной оценке величины  $V$ , исходя из эвристических представлений, можно задать семейство из  $n$  функций распределения  $\{P_1(u), P_2(u), \dots, P_n(u)\} \in F(v)$ , представляющихся правдоподобными. Путем минимизации

математического ожидания удельных эксплуатационных затрат может быть вычислено  $\tau$  условно-оптимальных значений периодичности. Вследствие приближенного описания распределения ВБР решение задачи оптимизации будет иметь погрешность удельных эксплуатационных затрат. Поэтому, используя свойство экономической устойчивости, при заданной погрешности вычисления удельных эксплуатационных затрат, например 5 %, для каждой функции распределения можно найти диапазон практически оптимальных (равно экономичных) значений периодичности.

Ниже изложен один из возможных методических подходов оптимизации периодичности идея которого заключается в использовании сочетания свойства экономической устойчивости удельных эксплуатационных затрат с неоднозначностью получаемых при неопределенности исходной информации решений. Представляется целесообразным провести исследования по оценке эквивалентности получаемых решений в отношении определения диапазона оптимальных значений периодичности при различных функциях распределения ВБР. После этого можно сделать выводы о целесообразности задания тех или иных функций распределения и тем самым снизить размерность решаемых задач. Проведем указанные исследования моделей оптимизации на примере стратегии замен по наработке, удельные эксплуатационные затраты  $C(\tau)$  при которой [2]

$$C(\tau) = \frac{A - (A - B)P(\tau)}{\int_0^\tau P(t) dt}, \quad (1)$$

где  $A, B$  - затраты, связанные соответственно с заменой вследствие отказа и с предупредительной заменой;  $\tau$  - периодичность ПЗ;  $P(\tau)$  и  $P(t)$  - ВБР в течение времени  $\tau$  и  $t$ .

Приведем выражение (1) к безразмерному виду, разделив его на  $A/T$

$$y(x) = \frac{C(\tau)T}{A} = \frac{1 - (1 - \gamma)P(x)}{\int_0^x P(U) dU}, \quad (2)$$

где  $y(x)$  - относительные удельные эксплуатационные затраты;  $\gamma = B/A$  - коэффициент затрат;  $x = \tau/T$  и  $U = t/T$  - соответственно периодичность замен и время в единицах средней наработки на отказ.

Известно, что при этой стратегии оптимальные периодичности конечны, если  $P(u)$  принадлежит к классу распределений с возрастающей функцией

интенсивности отказов и при этом выполняется условие, когда  $\nu < 1 - \gamma$  [2]. Многочисленные исследования показали, что процессы старения и износа, происходящие в элементах технических устройств различного вида, хорошо описываются распределениями усеченным нормальным, Вейбулла и гамма - распределением. Достаточно хорошо разработан и математический аппарат, описывающий данные распределения. Поэтому их целесообразно использовать при частичной неопределенности исходной информации. ВБР для этих распределений соответственно имеет вид:

$$P_1(U) = \left[ F_0 \left( \frac{1-U}{\nu} \right) \right] [F_0(1/\nu)]^{-1};$$

$$P_2(U) = \exp [-(UK_b)^b]; \quad (3)$$

$$P_3(U) = [\exp(-mU)] \sum_{i=0}^{m-1} (mU)^i / i!,$$

где  $F_0$  — функция определяется по таблице 1.2 [9];  $b$  — параметр формы распределения Вейбулла и коэффициент  $K_b$  при оцененном значении  $\nu$  определяются по таблице 3.5 [9];  $m$  — параметр формы гамма - распределения определяется как  $m = \nu^{-2}$ , причем принимается ближайшее целое его значение.

Подставив значения  $P(u)$  из (3) в выражение (2), получим соответствующие математические модели для определения оптимальных значений периодичности ПЗ при рассматриваемом семействе распределений. В условиях неопределенности, аппроксимировав ВБР стареющих технических устройств функцией косинуса, получим упрощенную математическую модель вида [1]

$$y(x) = (1 - (1 - \gamma) \cos x) / \sin x.$$

При этом оптимальное значение периодичности  $x_0$  и минимум удельных эксплуатационных затрат  $y_0$  определяются из выражений [1]:

$$x_0 = \arccos(1 - \gamma); \quad y_0 = \sin x_0. \quad (4)$$

Исследования экономической устойчивости математических моделей в случаях усеченного нормального, Вейбулла и гамма - распределения, проведены путем вычислений на ЭВМ. Результаты выполненных расчетов при  $K=1+\delta=1,05$  представлены в таблице, откуда видно следующее. Во-первых, с уменьшением коэффициента вариации значения  $x_0$ , вычисленные на основе математических моделей с

разными функциями распределения, сближаются, поскольку расхождения между функциями рассматриваемого семейства распределений снижаются. Во-вторых, диапазоны практически оптимальных значений периодичности  $\underline{x}_0 \dots \overline{x}_0$  для

рассматриваемого семейства распределений перекрываются. В большинстве случаев значения  $\underline{x}_0$ , вычисленные для разных распределений, находятся одно внутри другого.

Таблица 1

$\gamma$	Периодичности ПЗ для различных распределений ВБР								
	Нормальное усеченное			Вейбулла			Гамма		
	$v=0,5$			$b = 2,1$			$m = 4$		
	$\underline{x}_0$	$x_0$	$\overline{x}_0$	$\underline{x}_0$	$x_0$	$\overline{x}_0$	$\underline{x}_0$	$x_0$	$\overline{x}_0$
0,02	0,17	0,25	0,33	0,13	0,17	0,23	0,16	0,20	0,24
0,05	0,25	0,35	0,47	0,20	0,27	0,36	0,21	0,27	0,34
0,1	0,34	0,45	0,62	0,28	0,38	0,52	0,27	0,35	0,46
0,2	0,47	0,65	0,84	0,41	0,57	0,79	0,37	0,49	0,67
0,4	0,68	0,91	1,52	0,65	0,93	1,47	0,58	0,82	1,37
	$v = 0,29$			$b = 3,9$			$m=12$		
0,02	0,27	0,34	0,39	0,26	0,33	0,38	0,32	0,38	0,43
0,05	0,34	0,43	0,49	0,32	0,40	0,47	0,38	0,44	0,50
0,1	0,41	0,49	0,58	0,39	0,48	0,59	0,43	0,50	0,56
0,2	0,49	0,60	0,71	0,48	0,59	0,71	0,49	0,57	0,66
0,4	0,62	0,74	0,91	0,62	0,76	0,93	0,58	0,70	0,85
0,6	0,74	0,93	1,21	0,75	0,94	1,23	0,70	0,88	1,22

Например, значения  $\underline{x}_0$ , вычисленные для усеченного нормального и гамма - распределения, находятся внутри зоны  $\underline{x}_0 \dots \overline{x}_0$ , вычисленной для распределения Вейбулла с  $b = 2,1$  ( $v = 0,5$ ) при  $\gamma \geq 0,05$  и с  $b = 2,9$  ( $v = 0,29$ ) при  $\gamma \geq 0,02$ . Поэтому можно констатировать, что для рассматриваемого диапазона коэффициента затрат  $\gamma$  математическая модель с распределением Вейбулла является эквивалентной в отношении определения диапазона практически оптимальных значений периодичности математическим моделям с гамма - распределением и с усеченным нормальным распределением. Причем с уменьшением коэффициента вариации степень эквивалентности математических моделей возрастает. Поэтому представляется целесообразным в рассматриваемых условиях принять за базовое наиболее простое распределение Вейбулла.

Таким образом, задачу оптимизации периодичности в условиях частичной неопределенности целесообразно свести к эквивалентной ей определенной задаче путем выбора одной из заданного семейства функций распределения.

Целью формализованного решения такой задачи является определение при заданной погрешности расчета удельных эксплуатационных затрат диапазона практически оптимальных значений периодичности.

Исследования экономической устойчивости упрощенной математической модели проведем с использованием уравнений для определения верхнего  $\overline{x}_0$  и нижнего  $\underline{x}_0$  условно оптимальных значений периодичности вида [1]:

$$\overline{x}_0 = \arcsin z_1; \quad \underline{x}_0 = \arcsin z_2;$$

$$z_{1,2} = \frac{K(2\gamma - \gamma^2)^{1/2} \pm [(1 - \gamma)^2(2\gamma - \gamma^2)(K^2 - 1)]^{1/2}}{K^2(2\gamma - \gamma^2) + (1 - \gamma^2)} \quad (5)$$

На рис. 1 - 3 представлены зависимости  $\underline{x}_0(\gamma)$  для математических моделей в случаях усеченного нормального, Вейбулла и гамма - распределения при одинаковых коэффициентах вариации  $v$ , а также зависимости  $\underline{x}_0(\gamma)$ ,  $\overline{x}_0(\gamma)$  и  $\overline{x}_0(\gamma)$  для упрощенной

математической модели, построенные с использованием выражений (4) и (5) при  $K=1,05$ .

Как видно из рисунков, с уменьшением  $\nu$  кривые  $x_0(\gamma)$  для разных распределений сближаются. Это объясняется тем, что с уменьшением коэффициента вариации расхождение между функциями рассмотренных распределений уменьшается. Из этих рисунков видно, что упрощенная математическая модель является эквивалентной математическим моделям для усеченного нормального, Вейбулла и гамма - распределения: при  $\nu=0,5$  для  $\gamma \in [0,01; 0,05]$ ; при  $\nu=0,375$  для  $\gamma \in [0,02; 0,05]$  и при  $\nu=0,29$  для  $\gamma \in [0,05; 0,05]$ . В указанном диапазоне  $\gamma$  значения  $x_0$ , вычисленные на математических моделях с рассмотренными распределениями, лежат внутри зоны условно оптимальных значений  $\underline{x}_0 \dots \overline{x}_0$ , вычисленных на

основе упрощенной модели. Поэтому можно констатировать, что упрощенная модель в указанном диапазоне изменения коэффициента затрат  $\gamma$  эквивалентна моделям с рассматриваемыми функциями распределения в отношении определения зоны условно оптимальных периодичности предупредительных замен технических устройств.

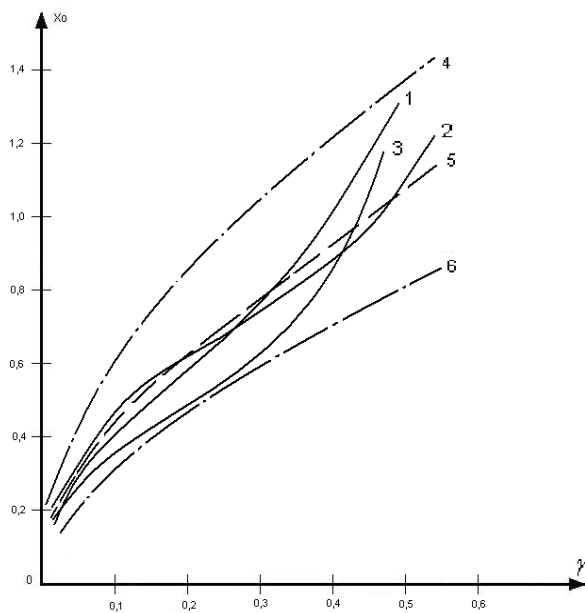


Рис. 1. Зависимости  $x_0(\gamma)$  для математических моделей при  $\nu=0,5$  в случаях распределений: 1 - Вейбулла; 2 - усеченного нормального; 3 - гамма; 4 -  $\overline{x}_0(\gamma)$ ; 5 -  $\underline{x}_0(\gamma)$ ; 6 -  $x_0(\gamma)$  для упрощенной математической модели

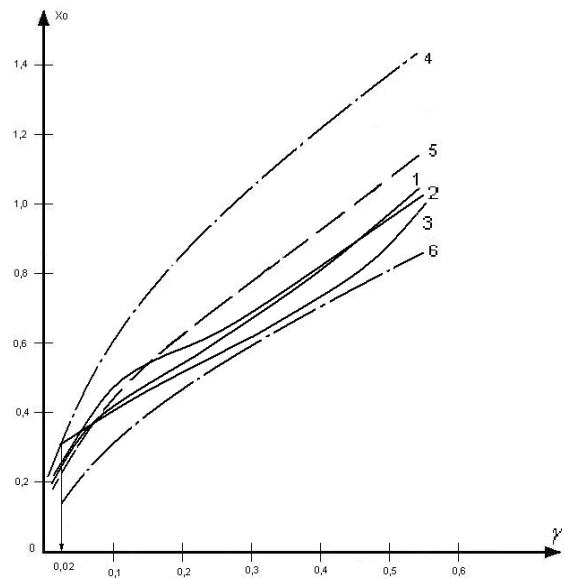


Рис. 2. Зависимости  $x_0(\gamma)$  для математических моделей при  $\nu=0,375$  в случаях распределений: 1 - Вейбулла; 2 - усеченного нормального; 3 - гамма; 4 -  $\overline{x}_0(\gamma)$ ; 5 -  $\underline{x}_0(\gamma)$ ; 6 -  $x_0(\gamma)$  для упрощенной математической модели

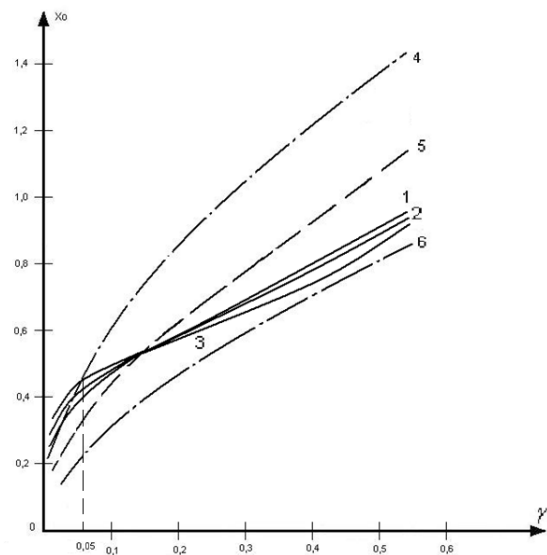


Рис. 3. Зависимости  $x_0(\gamma)$  для математических моделей при  $\nu=0,29$  в случаях распределений: 1 - Вейбулла; 2 - усеченного нормального; 3 - гамма; 4 -  $\overline{x}_0(\gamma)$ ; 5 -  $\underline{x}_0(\gamma)$ ; 6 -  $x_0(\gamma)$  для упрощенной математической модели

**Обоснование точности задания исходной экономической информации**

При оптимизации периодичности проведения ПЗ и ПР технических устройств как правило ориентируются на средние значения исходных экономических данных. На практике часто стоимость аварийного восстановления с учетом ущерба от отказа устройств имеет значительные отклонения от среднего значения. При этом параметры математических моделей не могут быть заданы однозначно. В этих условиях при решении задачи каждому сочетанию значений стоимостных параметров соответствует свое оптимальное значение периодичности ПЗ и ПР.

Основываясь на ранее полученных результатах [1], задачу обоснования точности, с которой должны определяться исходные данные, предлагается решать в два этапа. Во-первых, необходимо провести исследование экономической устойчивости функции удельных эксплуатационных затрат и при заданной точности расчетов определить допустимые отклонения периодичности ПЗ и ПР в зоне оптимальных значений. Во-вторых, необходимо исследовать чувствительность функции удельных эксплуатационных затрат к изменению её параметров и, используя диапазон допустимого отклонения периодичности ПЗ и ПР, обосновать точность определения исходных экономических данных.

Решение этой задачи покажем на примере стратегии предупредительных замен с минимальным ремонтом при отказах, когда удельные эксплуатационные затраты (если наработка между отказами имеет распределение Вейбулла) определяется согласно [2] как

$$C(\tau) = [B + A(k_b \tau T^{-1})^b] / \tau^{-1}, \quad (6)$$

где  $B$  - стоимость предупредительной замены;  $A$  - стоимость аварийного ремонта при отказе с учетом ущерба;  $b$  - параметр формы распределения Вейбулла;  $k_b = \Gamma(1 - b^{-1})$ . Здесь  $\Gamma$  - гамма функция;  $T$  - наработка на отказ;  $\tau$  - периодичность ПЗ.

Разделив выражение (6) на  $A\tau^{-1}$ , получим значение относительных удельных затрат в безразмерном виде

$$y = C(\tau) / A\tau^{-1} = \eta x^{-1} + k_b^b x^{b-1}, \quad (7)$$

где  $\eta = B/A$  - коэффициент стоимости;  $x = \tau/T$  - относительная периодичность предупредительных замен в долях наработки на отказ.

Оптимальное значение периодичности  $x_0$  при минимуме относительных удельных

эксплуатационных затрат  $y_0$  определяется из условия  $dx/dy = 0$  по формулам:

$$x_0 = k_b^{-1} (\eta(b-1)^{-1})^{1/b}; \quad (8)$$

$$y_0 = b k_b^b x_0^{b-1}. \quad (9)$$

Преобразовав (7) через (8) и (9), получим уравнение вида

$$y_* = (b-1 + x_*^b) (b x_*)^{-1}, \quad (10)$$

где  $y_* = y/y_0$ ;  $x_* = x/x_0$  - относительные отклонения, соответственно, удельных эксплуатационных затрат и периодичности предупредительных замен от их оптимальных значений.

Уравнение (10) носит обобщенный характер, не зависит от параметров  $\eta$ ,  $x$  и  $k_b$  исходной математической модели (7) и позволяет исследовать экономическую устойчивость удельных эксплуатационных затрат. Задавая значение  $y_* = 1 + \delta$ , можно определить допустимые относительные отклонения оптимальной периодичности предупредительных замен, соответствующие принятой точности расчетов относительных удельных эксплуатационных затрат.

Графики зависимости  $y_*$  от  $x_*$  при разных значениях  $b$  представлены на рис. 4, из которого видно следующее. С ростом параметра формы распределения Вейбулла  $b$  (уменьшением коэффициента вариации) экономическая устойчивость функции удельных эксплуатационных затрат снижается. Если задать, например,  $\delta = 0,05$  (см. пунктир на рис. 4), то получим следующие допустимые отклонения периодичности предупредительных замен: при  $b=2$  от нижнего  $\underline{x}_* = 0,73$  до верхнего  $\overline{x}_* = 1,37$ ; при  $b=4$  - от  $\underline{x}_* = 0,82$  до  $\overline{x}_* = 1,19$ . Тогда оптимальное  $\tau_0$ , допустимые нижнее  $\underline{\tau}_0$  и верхнее  $\overline{\tau}_0$  значения периодичности предупредительных замен определяются как  $\tau_0 = x_0 T$ ;  $\underline{\tau}_0 = \underline{x}_* \tau_0$ ;  $\overline{\tau}_0 = \overline{x}_* \tau_0$ .

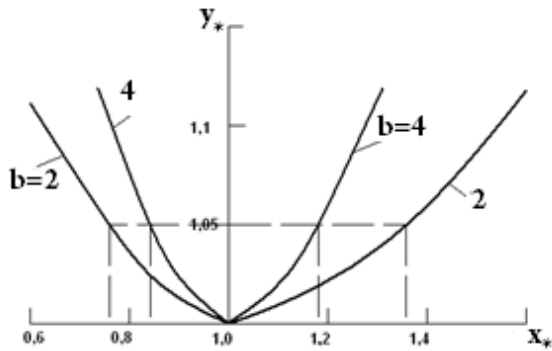


Рис. 4. Результаты исследования экономической устойчивости

Определение чувствительности функции удельных эксплуатационных затрат к изменению коэффициента стоимости  $\eta$  проводится с использованием уравнения (8). Исследование чувствительности не требует знания численных значений коэффициента стоимости, так как выполняется в относительных единицах  $\eta_{\pm} = \eta / \eta_0$ , где  $\eta_0$  – базовое значение коэффициента стоимости, соответствующее оптимальной периодичности предупредительных замен.

Результаты исследования чувствительности представлены на рис. 5, из которого видно, что с увеличением параметра формы  $b$  чувствительность к изменению  $\eta_{\pm}$  снижается, и исходные экономические данные могут определяться с большей погрешностью. Например, в зоне экономической устойчивости функции удельных эксплуатационных затрат при  $\delta=0,05$  (см. пункт 1 на рис. 5) допустимы следующие относительные отклонения коэффициента стоимости: при  $b=2$  от 0,52 до 1,84, а при  $b=4$  – от 0,46 до 2,0 от его базового значения. В рассматриваемом случае эти значения могут быть приняты в качестве допустимой точности определения исходных экономических данных.

**Выводы**

1. Используя математические модели оптимизации предупредительных замен, можно получать экономически устойчивые решения, поскольку достаточно большие отклонения периодичности замен в зоне оптимума целевой функции приводят к незначительному возрастанию удельных эксплуатационных затрат. В зоне экономической устойчивости при заданной погрешности оптимизации 5 % допустимы значительные отклонения периодичности замен от их оптимальных значений. Например, в случае стратегии замен по наработке допустимы отклонения срока замен в сторону уменьшения в пределах от -23 до -27% и в сторону увеличения от +26 до +37%.

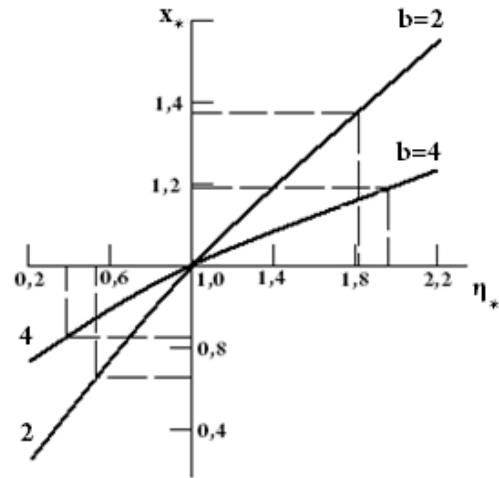


Рис. 5. Результаты исследования чувствительности

2. Математические модели с теоретическими законами распределения показателей надежности: усеченным нормальным, Вейбулла и гамма в пределах точности расчетов 5% удельных эксплуатационных затрат являются эквивалентными в отношении определения диапазона практически оптимальных значений периодичности замен. При уменьшении коэффициента вариации функций распределения степень эквивалентности моделей возрастает. Поэтому в случае, когда коэффициент вариации известен, целесообразно при построении математических моделей применять наиболее простое и универсальное распределение Вейбулла.

3. С допустимой для практики точностью расчетов 5% упрощенная математическая модель, полученная при аппроксимации распределения вероятности безотказной работы функцией косинуса, эквивалентна моделям, использующих усеченное нормальное, Вейбулла и гамма-распределение в отношении определения зоны условно оптимальных значений периодичности замен. Поэтому при неизвестном коэффициенте вариации для решения задачи оптимизации предупредительных замен целесообразно использовать упрощенную математическую модель.

4. В результате исследования чувствительности установлено, что в зоне экономической устойчивости функции удельных эксплуатационных затрат исходные экономические данные могут определяться с большой погрешностью. Например, при точности расчетов 5% удельных эксплуатационных затрат в случае стратегии замен с минимальным ремонтом при отказах допустимы относительные отклонения коэффициента стоимости в случае распределения Вейбулла с коэффициентом формы равным двум от 0,52 до 1,84, а с коэффициентом формы равным четырем от 0,46 до 2,0 от его базового значения. В рассматриваемых

случаях эти значения могут быть приняты в качестве допустимой точности определения исходных экономических данных.

### Литература

1. Володарский В.А. Оптимизация периодичности предупредительных замен в условиях неопределенности исходной информации // Надежность и контроль качества. - 1984. - №8. - С. 39-44.
2. Барлоу Р., Прошан Ф. Математическая теория надежности. - М.: Советское радио, 1969.- 488 с.
3. Володарский В.А. Обоснование точности определения исходных экономических данных при оптимизации периодичности предупредительных замен // Надежность и контроль качества. - 1986. - №4. - С. 36-39.
4. Володарский В.А. Оптимизация периодичности предупредительных замен в условиях частично неопределенной исходной информации // Надежность и контроль качества. - 1988. - №5. - С. 33-37.
5. Голиков В.Ф. О влиянии точности определения характеристик надежности на выбор периода профилактического обслуживания // Известия АН ССР. Техническая кибернетика. 1986. - №1. - С. 66-69.
6. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход. - М.: Советское радио, 1988.- 392 с.
7. Ланецкий Б.Н., Кобзев В.В. Обоснование требований к точности оценок показателей безотказности РЭС эксплуатируемых ЗРК для решения задач продления назначенных сроков службы (ресурсов) // Системы обробки інформації. - 2006.- Випуск 4 (53).- С.110-117.
8. Вопросы математической теории надежности / Е.Ю.Барзилович, Ю.К.Беляев, В.А.Каштанов и др. - М.: Радио и связь, 1983. - 376 с.
9. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И. Таблицы для анализа и контроля качества и надежности. - М.: Советское радио, 1968. - 288 с.

**VOLODARSKY V.A. ON INFORMATION ACCURACY WHEN OPTIMIZING PREVENTIVE DISPLACEMENTS.** The method of research of sustainability and sensibility of preventive displacement optimization models has been offered. The method makes it possible to ground the equivalence of obtained decisions under variable degree of uncertainty of information about faultness probability distribution function and to ground the accuracy of initial economic information assignment.

**Key words:** model, optimization, sustainability, sensibility, research, accuracy, equivalence.

Рецензент д.т.н., профессор Алёшин Г.В. (УкрГАЗТ)

*Поступила 08.01.2014г.*