

СССР - МПС

ДНЕПРОПЕТРОВСКИЙ ИНСТИТУТ ИНЖЕНЕРОВ
ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОГО ТРАНСПОРТА

На правах рукописи

Аспирант КОСТЕНКО Н. А.

ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОЧНОСТНОЙ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕМЕНТОВ АВТОСЦЕПНОГО УСТРОЙСТВА ГРУЗОВЫХ ВАГОНОВ

(Статистические распределения нагрузки, несущей способности и метод расчета)

Специальность № 433 „Подвижной состав и тяга поездов“

А В Т О Р Е Ф Е Р А Т

диссертации на соискание учёной степени
кандидата технических наук

Днепропетровск
1968 г.

НТБ
ДНУЖТ

ДНЕПРОПЕТРОВСКИЙ ИНСТИТУТ ИНЖЕНЕРОВ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНОГО
ТРАНСПОРТА

На правах рукописи

Аспирант КОСТЕНКО Н.А.

3395 а
ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОЧНОСТНОЙ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕМЕНТОВ
АВТОСЦЕПНОГО УСТРОЙСТВА ГРУЗОВЫХ ВАГОНОВ
(Статистические распределения нагрузки, несущей способности и метод расчёта)

Специальность № 433 "Подвижной состав и тяга поездов"

А В Т О Р Е Ф Е Р А Т

диссертации на соискание учёной степени
кандидата технических наук

Днепропетровск
1968 г.

НТБ
ДНУЖТ

Работа выполнена в Брянском институте транспорт-
ного машиностроения.

Научный руководитель - доктор технических наук,
Д.Н. НИКОЛЬСКИЙ.

Официальные оппоненты:

Член-корреспондент АН УССР, доктор технических
наук, профессор В.А. ЛАЗАРЯН,
Кандидат технических наук, доцент ГРЕБЕННИК В. М.

Ведущее предприятие - ЦНИИ МПС

Автореферат разослан "18" марта 1968 г.

Защита диссертации состоится "23" апреля 1968 г.
на заседании Совета Днепропетровского института инженеров
железнодорожного транспорта.

Город Днепропетровск, Ю, Университетская 2, ДИИТ.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке
института.

Учёный секретарь Совета Ю.А. РАДЗИХОВСКИЙ

НТБ
ДНУЖТ

Одной из важнейших задач дальнейшего совершенствования подвижного состава железных дорог является обеспечение надежной работы вагонов, отказ которых может привести к большим убыткам, а в некоторых случаях к серьезным авариям.

Увеличение веса и скорости движения поездов, рост грузоподъемности вагонов, повышение интенсивности маневровых операций приводят к увеличению как числа, так и уровня действующих нагрузок и являются причиной быстрого роста количества отказов грузовых вагонов. Это выдвигает необходимость всестороннего исследования их надежности, в первую очередь прочностной.

При проектировании вагонов, как и многих других машиностроительных конструкций, обычно применяется расчет на прочность по допускаемым напряжениям. Этот метод расчета выполняется для определенных числовых значений нагрузки и прочности без учета их рассеивания. Он не позволяет обеспечить необходимый уровень надежности изделия.

В отличие от расчета по допускаемым напряжениям статистические методы расчета прочности учитывают тот факт, что внешние нагрузки, механические свойства и размеры сечений рассматриваемых элементов являются изменчивыми случайными величинами, которые задаются установленными по опытам статистическими распределениями. Основным результатом этих расчетов прочности является вероятность безотказной работы изделия за определенный срок эксплуатации.

Метод расчета прочностной надежности существенно зависит от характера разрушения рассматриваемой детали в эксплуатации. Для элементов подвижного состава железных дорог характерны, как усталостные изломы так и отказы, вызванные только действием перегрузок. Последние типичны, например, для деталей автосцепного устройства.

НТБ
ДНУЖТ

Вопросы расчета прочностной надежности именно для случаев разрушений от перегрузок рассмотрены в настоящей диссертации на примере корпуса поглощающего аппарата автосцепки.

Теоретические основы расчета показателей прочностной надежности для указанных видов разрушений разработаны Н.С. Стрелецким, А.Р. Ржаницыным и С.В. Серенсенем. Однако расчёт конкретной детали по этой методике связан со значительными трудностями.

Показатели прочностной надежности могут быть вычислены при условии, если будут решены следующие частные задачи :

1. Найдено статистическое распределение нагрузок N , действующих на вагон в эксплуатации.

2. Определено статистическое распределение несущих способностей R целых деталей.

3. Исследованы методы расчета показателей прочностной надежности при однократном и многократном нагружении для случаев, когда статистические распределения R и N отличаются от нормального закона, что весьма характерно для практики.

4. Установлен закон изменения надежности во времени и уточнен вопрос о распределении крайних значений прочности, нагрузки и функции неразрушимости.

Полное решение перечисленных задач представляет значительные трудности, о чем свидетельствует отсутствие в машиностроении достаточно точных методов расчета прочностной надежности на этапе проектирования. В настоящее время первоочередным является не столько исчерпывающее решение задачи в целом о однозначном получении конкретных числовых результатов, сколько отыскание и обоснование методов решения основных упомянутых разделов этой проблемы. В таком направлении и выполнялось исследование, результаты которого содержатся в диссертации.

I. Статистические характеристики распределения продольных сил, действующих на вагон

При нахождении суммарного распределения продольных сил, которые нагружают корпус поглощающего аппарата в эксплуатации, рассматриваются два основных режима работы вагона: в поездных условиях и маневровые операции.

Распределение продольных сил для поездных режимов определено на основании обобщения известных экспериментов по продольной динамике в грузовых поездах, результаты которых опубликованы в трудах ДИИТа и ЦНИИ, а также БИТМ. Учитывая сложность задачи и ограниченность исходных статистических материалов, мы, главным образом, преследовали цель оценить имеющиеся опытные данные в плане пригодности их для выполнения расчётов надёжности, найти методы, позволяющие корректировать неполные статистические материалы и максимально использовать их для получения практически ценного результата, а также показать направления, в которых необходимо уточнять эти результаты в дальнейшем.

Нагружение вагона в поездных условиях анализировалось отдельно для переходных режимов и для установившегося движения. Факторы, определяющие величину продольных сил в поездах, были разделены на случайные и закономерные. Принято, что влияние случайных факторов, таких как скорость, с которой начинается торможение, состояние состава перед троганием и торможением, время наполнения тормозных цилиндров, темп нарастания силы тяги, состояние тормозов и поглощающих аппаратов в составе, отражено уже в опытных кривых распределения, так как в экспериментах они проявлялись в основном так же случайно, как в эксплуатации. Для учёта влияния на продольные силы закономерных факторов: I) неравномерности распределения сил по длине состава при трогании с места и торможении,

2) мощности тяги при трогании предложены методы расчетных корректировок результатов, полученных по ограниченному числу опытов.

С использованием этих методов корректировки по опытным данным найдены эмпирические распределения нагрузок для режимов трогания с места, торможения, движения по переломам продольного профиля пути, установившегося движения. Общая кривая распределения получена по спектрам сил для отдельных режимов с учетом установленного в опытах ЦНИИ количества нагружений при этих режимах (для $N > 5$ т). (Таблица 1). Пробег вагона при этом за срок службы - 40 лет по данным ЦНИИ МПС принят равным 4000000 км.

Таблица 1.

Режим работы вагона	Число нагружений за срок службы
Трогание с места	272000
Торможение	48000
Движение по переломам продольного профиля пути	160000
В с е г о	480000

Ввиду того, что при установившемся движении силы незначительны по величине, в суммарное распределение они не включены.

В результате получено следующее совокупное распределение сжимающих и растягивающих продольных сил (таблица 2).

Таблица 2.

Интервалы сил в тоннах	5-15	15-35	35-55	55-75	75-95	95-115	115-135	135-155
Частоты	0,1184	0,2365	0,2866	0,2063	0,09199	0,0439	0,01417	0,00214

В связи с тем, что для прочности отдельных деталей вагона, например, автосцепки решающее значение имеют растягивающие силы

найден также распределение их. (Таблица 3).

Таблица 3

Интервалы сил в тоннах	5-15	15-35	35-55	55-75	75-95	95-115	115-135	135-155
Частоты	0,08585	0,2868	0,2818	0,186	0,1066	0,042	0,0096	0,00185

Особое внимание в работе уделено нахождению распределения продольных сил, действующих на вагон при маневровых операциях. Непосредственное измерение большого числа этих сил чрезвычайно затруднено. Поэтому возникла необходимость решения указанной задачи расчетно-экспериментальным путем, используя с одной стороны аналитическую зависимость между силой N и факторами, на неё влияющими, и с другой стороны законы распределения указанных факторов. Для вагонов, снабженных аппаратами Ш-I-T, справедлива следующая зависимость :

$$N = \sqrt{\frac{\psi \cdot c \cdot \kappa \cdot M_1 \cdot M_2 \cdot V_1^2}{2(M_1 + M_2)} + N_0^2} \quad (I)$$

где ψ - коэффициент передачи поглощающего аппарата,

c - коэффициент, учитывающий долю энергии, поглощаемой за счет деформации вагона и груза,

M_1 и M_2 - массы соударяющихся вагонов,

V_1 - скорость соударения,

N_0 - сила предварительной затяжки аппарата,

κ - жёсткость пружинного комплекта.

Величины ψ , c , M_1 , M_2 и V_1 являются независимыми или малозависимыми переменными и могут быть заданы своими закономерностями распределения. Значения N_0 и κ изменяются незначительно и приняты постоянными.

НТБ
ДНУЖТ

Известные методы определения плотности вероятности функции нескольких случайных переменных (в данном случае $\mathcal{N}$) при произвольных законах распределения этих переменных громоздки, очень неудобны и фактически неприменимы для выполнения прикладных расчетов. Поэтому для решения этой задачи предлагается приближенный метод "числовых совмещений", принципиальные положения которого состоят в следующем.

Переменные ψ , c , $\mathcal{M}_1$, $\mathcal{M}_2$ и V , должны быть представлены в форме статистических рядов, т.е. таблицами, в которых приведены разряды значений переменных и вероятности их появления. Построение этих рядов можно выполнить непосредственно по опытным данным или, если указанные переменные заданы аналитически, соответствующим пересчетом.

По формуле (I) рассчитываются значения $\mathcal{N}$ для всех возможных значений переменных ψ , c , $\mathcal{M}_1$, $\mathcal{M}_2$ и V . Так как $\mathcal{N}$ является совмещением величин ψ , c , $\mathcal{M}_1$, $\mathcal{M}_2$ и V , которые связаны функционально уравнением (I) и, как установлено в опытах, независимы или малозависимы, то вероятность $\rho_{\mathcal{N}}$ появления каждого конкретного значения силы $\mathcal{N}$ равна произведению вероятностей указанных переменных.

$$\rho_{\mathcal{N}} = \rho_{\psi} \cdot \rho_c \cdot \rho_{\mathcal{M}_1} \cdot \rho_{\mathcal{M}_2} \cdot \rho_V \quad (2)$$

Для получения всех вариантов совмещений условно переменные представляются как многочлены со слагаемыми, соответствующими их разрядам. Все возможные совмещения получаются при перемножении этих многочленов по общим правилам.

$$J = (\psi_1 + \psi_2 + \dots + \psi_s) \cdot (c_1 + c_2 + \dots + c_e) \cdot (\mathcal{M}_1' + \mathcal{M}_2' + \dots + \mathcal{M}_g') \cdot (\mathcal{M}_1'' + \mathcal{M}_2'' + \dots + \mathcal{M}_g'') \cdot (V_1 + V_2 + \dots + V_{13}) \quad (3)$$

Использование условной формулы /3/ для решения данной задачи на ЭЦВМ предложено инженером Мирошниковым В.В., она является основным алгоритмом расчета.

Общее количество совмещений L равно произведению числа разрядов K статистических рядов переменных :

$$L = K_{\psi} \cdot K_c \cdot K_{M_1} \cdot K_{M_2} \cdot K_v, \quad (4)$$

В результате расчёта получаются конкретные значения функции N и вероятности появления этих значений. Затем, вероятность сил i -го интервала определяется так же, как при обработке обычного экспериментального материала, суммированием полученных вероятностей сил каждого интервала :

$$p(M_{\alpha-\beta}) = \sum_{i=1}^{i_{\max}} p(M_i)_{\alpha-\beta} \quad (5)$$

$p(M_{\alpha-\beta})$ - вероятность появления сил в интервале значений от α до β

При вычислении критерия согласия за общее число экспериментальных значений функции N можно принимать сумму экспериментальных значений переменных ψ , c , M_1 , M_2 и v ,

Повышение точности расчёта может быть достигнуто увеличением числа опытных данных случайных переменных, на основании которых эти закономерности устанавливаются.

Использование этого метода в практических расчетах, ввиду большого объема вычислительной работы, требует применения цифровых вычислительных машин.

Метод числовых совмещений может применяться для решения в статистической постановке многих задач, в которых требуется по функциональной зависимости и известным законам распределения одних случайных переменных найти законы распределения других.

В диссертации для нахождения необходимых при расчете сил N распределений ψ и c были использованы известные опытные материалы. Распределение M_1 (M_2) установлено на основании данных по загрузке вагонов, собранных по ведомостям прибытия и отправления поездов на одном из главных грузовых направлений.

Для выявления распределения скоростей соударения вагонов автором проведены опыты на одной из крупнейших сортировочных станций. Была замерена скорость при 950 соударениях. Проверка по критерию согласия Пирсона подтвердила соответствие опытных данных нормальному закону распределения. Параметры его: среднее значение $\bar{V} = 5,92$ км/час, среднее квадратическое отклонение $S_v = 1,92$ км/час.

Принятые распределения переменных γ , c , M_1 , M_2 и V , отражают в I приближении существующие условия эксплуатации. В дальнейшем целесообразно уточнить их с учётом перспективных изменений.

Расчётом на ЭЦВМ "Минск-1" в вычислительном центре Брянского машиностроительного завода было получено распределение сил для режима маневровых операций и далее суммарное для поездных режимов и маневровых операций (таблица 4) (последние составляют 3,23% от общего числа нагрузений).

Таблица 4

Силы в тоннах	5-15	15-35	35-55	55-75	75-95	95-115	115-135	135-155	...
Частоты	0,1160	0,2350	0,2860	0,2078	0,0935	0,0447	0,01467	0,00232	...

При расчете учитывалось то обстоятельство, что часть вагонов имела групповое соударение. В наших опытах получено, что таких соударений до 30% от общего числа ударов.

Все исследования по распределению продольных сил представлены во II и III главах диссертации.

Необходимо отметить, что из-за ограниченности опытных данных распределение сил найдено в I приближении. В связи с трудностями проведения больших натурных испытаний особое значение для дальнейшего уточнения спектра сил приобретает использование разработанных в ДИИТе методов электронного моделирования продольной динамики в поездах. Сочетание их с рекомендуемой в диссертации

методикой построения статистических распределений сил, включая метод числовых совмещений, позволит сравнительно быстро получить большой материал по продольным силам, соответствующий фактическим режимам эксплуатации, найти распределение продольных сил с минимальными допущениями, а также выяснить характер изменения его параметров во времени и уточнить распределение крайних — больших, редких нагрузок.

2. Статистические характеристики распределения несущих способностей

В результате анализа отказов поглощающих аппаратов в эксплуатации установлено, что изломы их корпусов в большинстве случаев соответствуют хрупкому разрушению от перегрузок. (Этот вывод был получен ранее в работах Н.И. Иньманова).

Для деталей, склонных к хрупкому разрушению, вплоть до разрушения сохраняется приблизительно линейная зависимость между нагрузкой и деформацией, что подтверждается диаграммой $P-\Delta\epsilon$, построенной по результатам испытаний до разрушения целых корпусов поглощающих аппаратов. Учитывая это, а также особенности силового взаимодействия элементов аппарата, предельную нагрузку R для корпуса аппарата можно рассчитывать по следующей формуле (при $\tilde{\sigma} = \tilde{\sigma}_c$)

$$R = \kappa \cdot \frac{60,7 \cdot \delta^2 \cdot \tilde{\sigma}_c \cdot \omega}{a + 2\delta} + N_{np} \quad (6)$$

где: κ , — коэффициент, учитывающий влияние масштабного фактора;

δ — толщина стенки корпуса;

a — ширина грани корпуса аппарата; принята постоянной

ω — коэффициент, учитывающий неравномерность прилегания клиньев от удара к удару

$\tilde{\sigma}_c$ — предел прочности материала корпуса;

НТБ
ДНУЖТ

$N_{\text{пр}}$ - сила пружины.

Величины δ , ω и $\bar{\sigma}_f$ должны быть представлены статистически, так как величина A рассчитывается методом числовых соотношений.

Распределение толщин δ стенок в области горловины установлено обмером партии корпусов аппаратов на Бежицком сталелитейном заводе.

Характеристики распределения коэффициента ω определены в результате соответствующей обработки экспериментальных данных о напряжениях в корпусе поглощающего аппарата.

Более сложно оказалось оценить опытным путем распределение пределов прочности $\bar{\sigma}_f$ корпусов, так как для этого требовалось разрезание большого количества готовых изделий на образцы. В диссертации предложен косвенный метод оценки распределения $\bar{\sigma}_f$ целых литых деталей (дисперсии $S_{\bar{\sigma}_f}$, среднего значения $\bar{\bar{\sigma}}_f$ и теоретической закономерности) без разрушения их и разрезания на образцы.

Этот метод заключается в следующем. Для оценки дисперсии факторы, вызывающие рассеивание пределов прочности реальных деталей, разделены на: 1) определяющие внутривлажное и внутридетальное рассеивание; 2) определяющие междувлажное рассеивание свойств изделия. Изменчивость свойств (дисперсия S^2) общего суммарного распределения определяется как внутривлачным S_1 так и междувлачным рассеиванием S_2 , поэтому

$$S^2 = S_1^2 + S_2^2 \quad (7)$$

Для оценки S_1^2 предложено использовать физическую связь между твердостью НВ и пределом прочности.

Рассеивание этой связи может быть учтено с помощью основной ошибки корреляционного уравнения S_3 , устанавливающего связь между $\bar{\sigma}_f$ и НВ. Внутривлачная дисперсия при использовании этого метода определяется на зависимости:

$$S_z^2 = (S'_z)^2 + S_z^2 \quad (8)$$

где: $(S'_z)^2$ – внутриплавочная и внутридетальная дисперсия без учета рассеивания корреляционной связи.

Соответствующим расчётом установлено, что связь твердости с прочностью для стали 27ГЛ выражается линейным корреляционным уравнением (для образцов)

$$\bar{b}_z = 4,4 + 0,32 HB \quad (9)$$

Основная ошибка составляет $S_z = 2,46 \text{ кг/мм}^2$. В работе проанализирована неточность, вызванная тем, что коэффициенты уравнения (9) вычислены на основании данных о прочности контрольных образцов, вырезанных из "треф".

Для получения величины внутриплавочной дисперсии $(S'_z)^2$ – полнены замеры твердости по многим точкам корпусов аппаратов трех плавков и получены три представительные выборки значений твердости. Корпуса аппаратов были взяты из плавков со средним, максимальным и минимальным содержанием углерода и марганца.

На основании выполненного статистического исследования получен вывод о справедливости для всех плавков нормального закона распределения и выявлено важное свойство неизменности внутриплавочного рассеивания пределов прочности. Средние квадратические отклонения для исследуемых плавков составили: $(S'_z) = 16,1$;

$(S'_z)_2 = 17,3$; $(S'_z)_3 = 16,3$ (в единицах HB) или в единицах прочности $S'_z \approx 5,34 \text{ кг/мм}^2$. Постоянство внутриплавочной дисперсии может быть объяснено тем, что в пределах допусков ТУ для отдельной плавки факторы, определяющие рассеивание свойств, практически не меняются при изменении химсостава, режима термообработки и времени выплавки, а зависят от конфигурации детали и условий термообработки.

Для проверки степени точности предложенного метода были изготовлены образцы растяжения из целых корпусов одной из исслед-

двух плавов и получена малая выборка значений $\bar{\sigma}_s$. С помощью критерия Фишера была проверена гипотеза, что две независимые частные выборки прочности, с одной стороны - прочность образцов растяжения, изготовленных из деталей, с другой - прочность, полученная путем замера твердости и пересчета ее на прочность по уравнению (9), взяты из одной генеральной совокупности прочности. Проверяемая гипотеза подтвердилась при 10% уровне значимости и поэтому сомнений не вызывает.

Таким же путем был проверен полученный вывод о неизменности (практическом равенстве) дисперсий разных плавов. Случайное расхождение сравниваемых дисперсий подтвердилось также при высоком уровне значимости, равном 10%.

Предлагаемый метод оценки внутриплавочной дисперсии S_s^2 очевидно пригоден для использования в тех случаях, когда деталь подвергается объемной термообработке и не имеет поверхностных покрытий или упрочнений.

Междуплавочная дисперсия (S_s^2) определялась по данным о прочности контрольных образцов (по одному от каждой плавки), которые имеются на сталелитейных заводах. Были собраны статистические материалы о прочности образцов из плавов корпусов аппаратов за 3 последние года на Брянском сталелитейном заводе. По этим данным получено среднее значение $\bar{\sigma}_s = 73,13 \text{ кг/мм}^2$ и междуплавочный стандарт $S_s' = 4,69 \text{ кг/мм}^2$.

Изучение условий плавов позволило установить, что дисперсия (S_s')² кроме рассеивания, вызванного неоднородностью химического состава и температуры термообработки, отражает также рассеивание прочности самих контрольных образцов в пределах отдельной плавки, т.е.

$$S_s^2 = (S_s')^2 - S_y^2 \quad (10)$$

где: S_1^2 - междуплавочная дисперсия, учитывающая только вариацию химического состава и температуры термообработки,
 $(S_2')^2$ - дисперсия, установленная по данным о прочности контрольных образцов,
 S_3^2 - дисперсия контрольных образцов в пределах отдельной плавки.

Контрольные образцы являются промежуточной деталью при контроле прочности целых изделий и влияние их рассеивания на величину S должно быть исключено. С этой целью было изготовлено наибольшее возможное (7-8) число образцов из "треф" (отливки для образцов) двух плавов и получены малые выборки значений σ_c . По этим данным установлено, что рассеивание свойств контрольных образцов также не меняется от плавки к плавке и для корпусов поглощающих аппаратов составляет: $S_4 = 2,78 \text{ кг/мм}^2$.

Числовое значение дисперсии S^2 общего распределения найдено по формуле (7) с учётом зависимости (10) :

$$S = 6,83 \text{ кг/мм}^2.$$

По опытным данным установлено, что для корпусов поглощающих аппаратов точка, соответствующая прочности контрольных образцов вырезанных из "треф", располагается всегда в непосредственной близости от центров внутриплавочных кривых распределений прочности. На этом основании с небольшим приближением (в нашем случае ошибка оставляет $\approx 3 \%$) можно принять, что распределение прочности контрольных образцов является распределением средних значений внутриплавочных кривых распределения пределов прочности. Поэтому среднее значение искомого общего распределения пределов прочности равно среднему значению распределения прочности контрольных образцов (для корпусов поглощающих аппаратов) :

$$\bar{\sigma}_c = 73,13 \text{ кг/мм}^2.$$

НТБ
ДНУЖТ

Далее было проверено соответствие полученной выборки прочности контрольных образцов двум теоретическим законам (обычно широко используемым для описания распределений прочности): нормальному и двойному экспоненциальному. Проверка по критерию согласия Пирсона подтвердила хорошее соответствие экспериментальных данных нормальному закону распределения $P(f^*) = 0,965$. Сходимость с двойным экспоненциальным законом в данном случае не подтвердилась $P(f^*) < 0,001$.

При получении окончательного распределения σ_f натуральных деталей было учтено влияние масштабного фактора по зависимости Вейбулла.

В данном случае нет необходимости получать отдельно распределение R (по формуле 6), так как расчёт надёжности выполняется по распределению функции неразрушимости ζ . Поэтому случайные переменные δ , ω , σ_f используются непосредственно для расчёта статистической закономерности ζ . Так как δ , ω , σ_f и N заданы как теоретическими (σ_f) так и эмпирическими распределениями (δ, ω, N), которые могут отличаться от нормального закона, то необходимо использовать методику расчёта, которая позволяет считать надёжность, когда распределения R и N отличаются от нормального закона.

3. Расчет количественных характеристик надёжности

Расчет вероятности безотказной работы для указанных случаев предлагается выполнять в следующем порядке

1) Рассчитывается на ЭЦВМ методом числовых совмещений распределение функции неразрушимости ζ , которая равна разности несущей способности R нагрузки N

$$\zeta = R - N = \kappa_1 \cdot \frac{60,7 \cdot \delta^2 \cdot \omega \cdot \sigma_f}{\alpha + 2\delta} + N_{np} - N \quad (11)$$

Полученные расчётные значения функции ζ рассматриваются как представительная частная выборка и по ней подбирается теоретический закон распределения ζ

2) Определяется вероятность отказов в работе при однократном нагружении по зависимости А.Р. Ржаницина :

$$V = \int_{-\infty}^0 p(\zeta) \cdot d\zeta \quad (12)$$

3) Рассчитывается вероятность не разрушения для многократного нагружения (надёжность) по уравнению экспоненциального закона в соответствии с методикой, предложенной С.В.Серенсенем.

$$r(t) = e^{-v \cdot L}, \quad (13)$$

где: L , - количество нагружений за время t .

В работе показана важность тщательного решения вопроса о подборе теоретического распределения ζ и установлено, что обычно применяемые в технических расчётах нормы оценки для критерия согласия $P(\chi^2)$ в данном случае могут оказаться недостаточными и за исходную теоретическую закономерность ζ здесь следует брать ту, с которой лучше согласуются расчетно-экспериментальные данные. Например, при проверке соответствия значений ζ двум распределениям - нормальному и Лапласа-Шарлье критерий Пирсона соответственно составил $P(\chi^2) = 0,25$, $P(\chi^2) = 0,95$ и окончательно за статистическую закономерность функции ζ было принято распределение Лапласа-Шарлье.

$$p(\zeta) = f_4(\zeta) = f(\zeta) - 0,0076 f^{(1)}(\zeta) + 0,005 f^{(2)}(\zeta) \quad (14)$$

где: $f(\zeta)$ - плотность вероятности нормального закона,

$f^{(1)}(\zeta), f^{(2)}(\zeta)$ - производные от плотности вероятности нормального закона.

Вероятность безопасной работы при однократном нагружении с использования уравнения (12) получается равной: $V = 10^{-6} \cdot 0,831$

Был выполнен также расчет V в предположении справедливости -

ности нормального закона и получено $V_H = 10^{-6} \cdot 0,285$, т.е. вероятность отказа в первом случае почти в 3 раза выше. Выполненное сравнение показывает, что уточнение нормального закона распределения необходимо даже в том случае, когда коэффициенты при втором и третьем членах (уравнение 14) имеют лишь третью значащую цифру.

Далее рассчитывалась надежность для срока в 1 год по зависимости (18). Количество нагружений L , установлено на основании упомянутых в разделе (I) опытов ($L_1(1 \text{ год}) = 12400$). Надежность для срока 1 год получилась равной 0,9897. Выполненная проверка статистической точности расчета показала, что обобщения в работе сделаны с ошибками меньшими 3 %.

Доверительный интервал для показателя надежности с достоверностью 0,95 получился равным

$$0,8898 < \gamma(1 \text{ год}) < 0,9953.$$

Проверка принятых в расчете допущений осуществлена сопоставлением расчетных показателей надежности с эксплуатационными данными. На железной дороге учет отказов отдельных элементов подвижного состава ведется неудовлетворительно. Однако границы возможных значений показателей надежности некоторых узлов, в том числе и корпуса поглощающего аппарата, могут быть определены по количеству расходуемых в год запасных частей. Для корпуса поглощающего аппарата эксплуатационная надежность для 1 года составляет :

$$0,9703 < \gamma(1 \text{ год}) < 0,9852$$

Для проверки принятых в расчете допущений выполнялся расчет надежности для исходных распределений ω и b_s с уменьшенными параметрами. По результатам таких расчетов установлена удовлетворительная точность полученных распределений ω и b_s

Учитывая важность уточнения закона распределения крайних значений функции неразрушимости, кроме изложенного расчёта надёжности был выполнен расчёт другим методом с использованием распределения экстремальных значений в соответствии с работой Э.Гумбеля. Задача о распределении крайних значений представляет большой интерес для вопросов прочности, так как разрушения в основном обусловлены максимальными нагрузками и минимальной прочностью.

Для решения задачи в нашем случае использовано первое предельное распределение экстремальных значений (минимальных) – двойное экспоненциальное:

$$F(x) = 1 - e^{-e^x} \quad (15)$$

$$y = \alpha, (\zeta - u_1) \quad (16)$$

Параметры распределения: α , – функция интенсивности, u_1 , – характеристическое наименьшее определяются в зависимости от объема выборки n и вида исходного распределения :

$$F(u_1) = \frac{1}{n} \quad (17)$$

$$\alpha_1 = f(u_1) \cdot n \quad (18)$$

Так как $F(u_1)$ исходная интегральная функция распределения, то :

$$F(\zeta < 0) = \frac{1}{n} = F(u_1) = F(u_1) - 0,0076 f(u_1) + 0,005 f(u_1) \quad (19)$$

Вероятная величина максимального (минимального) значения переменной возрастает с ростом объема выборки, т.е. вероятность превышения данного значения переменной (в нашем случае $\zeta = 0$) зависит от числа наблюдений n , сделанных над этой переменной; поэтому становится возможной оценка вероятности безотказной работы (т.е. $F(\zeta < 0)$).

Для всей совокупности вагонов объем выборки значений ζ совпадает с числом нагружений за рассматриваемый период времени.

Поэтому решение выполняется в следующем порядке. При расчете надежности для определенного срока, n в уравнениях (17), (18), (19) принимается равным числу нагружений за этот срок (например, для одного года $n = L = 12400$). В первую очередь определяется параметр u , из уравнения (19). Затем из уравнений (16) и (18) находятся значения α , и y . Далее по таблицам двойного экспоненциального распределения устанавливаются непосредственно значения надежности для известных значений y .

В результате такого расчета получено значение надежности для корпуса аппарата равное $Z(1 \text{ год}) = 0,936$.

Сопоставляя показатели надежности, полученные расчетом I и II методом, с эксплуатационными можно сделать вывод, что оба обеспечивают получение показателей надежности достаточно близких к эксплуатационным. Однако выяснить какой из этих методов даёт более точные результаты можно только после получения дополнительных статистических данных. Что касается обоснованности методов по существу, то второй с математической точки зрения является более строгим.

Выполненное исследование позволяет отметить некоторые конкретные мероприятия по повышению надежности. Например, если будет задан требуемый диапазон надежности, то можно однозначно определить допустимый диапазон рассеивания S_{ψ} коэффициента передачи поглощающего аппарата ψ или предела прочности σ_r . Уменьшение рассеивания S_{ψ} и S_{σ_r} может быть достигнуто различными как технологическими, так и конструктивными мероприятиями.

Одной из важнейших задач дальнейшего исследования является оценка оптимальных показателей надежности из условия минимума затрат. Анализ последствий отказов различных деталей вагона, учёт которых ведётся на железнодорожном транспорте, позволит научно обосновать нормы оптимальных показателей надежности всех узлов вагона,

ВЫВОДЫ

В результате исследования решены в первом приближении следующие три общие задачи рассматриваемой проблемы:

I. Предложен метод расчёта статистических законов распределения нагрузки M , несущей способности R и функции неразрушимости ζ - метод числовых совмещений. Указанные величины рассматриваются как функции нескольких случайных переменных. Этот метод позволяет решать задачи в тех случаях, когда статистические распределения исходных переменных отличаются от нормального закона.

II. Разработана методика расчетно-экспериментальной оценки статистических характеристик распределения пределов прочности литых деталей без разрушения их и разрезания на образцы.

III. Выполнен расчёт показателей надежности с применением экспоненциального закона изменения надёжности во времени и о использовании распределений экстремальных значений, что позволяет более строго математически обосновать метод расчета и избежать не всегда оправданной экстраполяции распределения функции неразрушимости.

В процессе исследования указанных основных вопросов и применения найденных общих методов к решению конкретных задач получены следующие частные результаты:

I. Рассчитано с использованием метода "числовых совмещений" на ЭЦВМ распределение продольных сил, действующих на вагон при маневровых операциях.

Для определения статистического распределения скоростей соударения V_1 проведены на действующей сортировочной горке массовые измерения скоростей V_1 вагонов.

Необходимо для расчета сил M распределения масс вагонов (M_1 и M_2), коэффициента передачи поглощающего аппарата (ψ), коэффициента C получены как в результате сбора статистических

данных в эксплуатационных условиях (по загрузке вагонов), так и путем обобщения имевшихся статистических экспериментальных данных (по Ψ и C).

2. На основании известных статистических экспериментальных данных по продольной динамике грузовых вагонов в поездных условиях выделены случайные и закономерные факторы и предложены методы их учёта при построении общей кривой распределения продольных сил, а также методы учёта направленных изменений условий эксплуатации.

Найдено в I приближении распределение продольных сил для поездных режимов, а также суммарное распределение, характеризующее нагружение вагона в поездах и при маневрах.

3. Установлено, что при оценке характеристик распределения пределов прочности целых литых деталей - дисперсию S^2 общего распределения следует находить суммированием внутриплазменной и междуплазменной дисперсии. Внутриплазменное рассеивание рекомендовано оценивать по рассеиванию твердости. Достаточная точность предложенного метода доказана с помощью критерия Фишера.

Выявлена также неизменность внутриплазменного рассеивания прочности целых литых деталей и контрольных образцов. (Найдено, что для корпусов поглощающих аппаратов оно соответственно составляет $S_s = 5,34 \text{ кг/мм}^2$, $S_{\text{об-цов}} = 2,78 \text{ кг/мм}^2$). Этот вывод, по видимому, справедлив для литых деталей незначительно отличающихся от корпуса поглощающего аппарата по размерам, условиям изготовления и термообработки.

Величину междуплазменной дисперсии предложено устанавливать по статистическим данным прочности контрольных образцов. Для корпусов поглощающих аппаратов получена величина стандарта суммарного распределения равная $S = 6,83 \text{ кг/мм}^2$.

Среднее значение общего распределения σ_c целых деталей может быть принято равным среднему значению распределения проч -

ности контрольных образцов из плавок.

4. В диссертации предложен конкретный порядок расчёта показателей прочностной надёжности. Сопоставление расчётных числовых значений, полученных по экспоненциальному закону и с использованием распределения экстремальных значений, с эксплуатационными данными показано достаточно близкое соответствие их.

Выполненное исследование позволило наметить некоторые пути повышения надёжности элементов автосцепного устройства.

В связи со сложностью рассматриваемой задачи необходимо накопление статистических данных по нагрузкам и прочности, а также дальнейшее уточнение методов расчёта прочностной надёжности реальных деталей, в процессе которого могут быть использованы рекомендуемые в диссертации методы исследования.

Основные положения диссертации опубликованы в работах:

1. Никольский Л.Н. и Костенко Н.А. Об ударных нагрузках, воспринимаемых вагоном на сортировочных горках, журнал "Вестник ВНИИЖТ", 1, 1967 г.

2. Костенко Н.А. Расчёт показателей прочностной надёжности корпуса поглощающего аппарата автосцепки. Журнал "Транспортное машиностроение", 5-67-14, 1967 г.

Результаты работы были доложены:

1) На научно-технической конференции 1966 г. Брянского института транспортного машиностроения, Брянск, Октябрь, 1966 г.

2) На научно-техническом семинаре отделения вагонного хозяйства ЦНИИ МПС. Москва, Июль, 1967 г.

3) На юбилейной конференции Брянского института транспортного машиностроения и Брянского машиностроительного завода. Брянск, Октябрь, 1967 г.

4) На совместном научно-техническом семинаре отделения прочности материалов и отделения термпрочности в институте машиноведения, Москва, Октябрь, 1967 г.

5) На семинаре по механике Днепропетровского института инженеров транспорта. Днепропетровск, Ноябрь, 1967 г.

РМ 14698 ГПИстроймаш г. Брянск,
Заяв. № 82. Тираж 200. Объем 1,25. Подписано к печати 12.11.68г.

Сканировала Камянская Н.А.

НТБ
ДНУЖТ