

Бала Иван Данилович

Bala Ivan Danilovich

ГБОУ СПО МО «МОГАДК»

GBOU AСT MO "MOGADK"

Преподаватель спецдисциплин

Teacher of special disciplines

Соискатель МГАУ им В.П. Горячкина

E-Mail: bala919@yandex.ru

05.20.03 Технологии и средства технического обслуживания в сельском хозяйстве

Регрессионная модель воздействия климатических факторов на показатели безотказности образцов автомобильного транспорта сельского хозяйства

Regression model, the effects of climate factors on the reliability of road transport models of agriculture

Аннотация: В статье приведены результаты определения на основе проведенного попарного регрессионного анализа выявлен характер зависимости фактора и порядок неизвестных параметров в случае экспоненциальной зависимости. Данные определения обобщены в регрессионную модель.

The Abstract: The paper presents the results of a determination on the basis of pair-wise regression analysis revealed the dependence of the factor and the order of the unknown parameters in the case of an exponential function. These definitions are summarized in the regression model.

Ключевые слова: Линейной зависимости, показали, коэффициентов, гипотеза, модели, частной корреляции, зависимостей.

Keywords: Linear dependence, showed coefficients, hypothesis, model, partial correlation, dependencies.

Количество машин, содержащихся на хранении в одинаковых условиях, которые подлежат обследованию определялось при планировании эксперимента согласно ГОСТ 27.502. Для плана /NUN/ (при распределении Вейбула (экспоненциальном) приняв относительную ошибку равной 0,2, доверительную вероятность – 0,8, предполагаемый коэффициент вариации – 0,4) количество обследованных машин должно быть не менее 5 ед.

Всего обследовано 170 машин. Характеристика обследованных машин и его результаты приведены в таблице 1.

В соответствии с методиками исследований [1-3] параметр потока отказов определялся по результатам контрольных осмотров, пуска двигателя и проверки машин пробегом на расстояние 50 км (для ГМ – 25 км). По имеющемуся опыту аналогичных исследований величина контрольного пробега 50 км является достаточной для проявления отказов, обусловленных влиянием окружающей среды в период хранения, с вероятностью не ниже 0,9. При отказах проводилась их дифференциация по причинам возникновения, и в зачет принимались только те из них, которые обусловлены условиями хранения.

При эксплуатационных наблюдениях, как правило, возникает ситуация, когда к моменту анализа часть машин имеет отказы, а другая часть еще работоспособна.

Таблица 1

Количественная характеристика собранной информации

Марка	Кол-во машин, шт.	Средний срок хранения	Место хранения	Среднее кол-во, шт.	
				отказы	повреждения
г. Ельня Смоленской обл.					
КамАЗ-4310	10	14,8	ОП	2,2	34,8
ЗИЛ-131	10	14,0	ОП	1,6	29,4
МТ-ЛБ	7	25,4	ОП	3,5	25,7
п. Мулино Нижегородской обл.					
ЗИЛ-131	10	19,5	ОП	4,1	18,2
Урал-4320	10	19,0	ОП	1,5	19,2
ГАЗ-66	10	16,8	ОП	6,7	20,6
п. Мулино Нижегородской обл.					
КамАЗ-4310	5	17,9	ОП	5,4	3,6
п. Мулино Нижегородской обл.					
КрАЗ-260	5	18,0	НХ	3,1	11,7
В/ч 62845 МО ВВС и ПВО, п. Марьино Московской обл.					
КрАЗ-260В	10	12,5	ОП	5,4	3,8
п. Печенга Мурманской обл.					
Урал-4320	7	18,5	ОП	2,4	4,8
г. Фролово Волгоградской обл.					
УАЗ-3151	10	17,4	ОП	2,5	9,4
ГАЗ-66	10	21,6	ОП	4,5	10,7
ст. Кавказская Краснодарского края					
ГАЗ-66	10	20,7	ОП	2,0	9,7
ЗИЛ-131	10	25,6	ОП	3,7	17,9
г. Георгиевск Ставропольского края					
КрАЗ-255Б	5	16,0	ОП	2,6	14,3
с. Тоцкое Оренбургская обл.					
КамАЗ-4310Б	5	16,3	ОП	7,2	8,1
ЗИЛ-131	5	19,1	ОП	1,4	2,6
г. Каменка Пензенская обл.					
ГАЗ-66	5	17,0	ОП, НХ, Навес	1,8	6,0
Урал-4320	5	16,7	НХ	4,0	3,8
ПУрВО, г. Уфа					
КрАЗ-255Б	5	16,4	ОП	1,4	2,4
г. Свободный Амурской обл. (ст. Ледяная)					
ЗИЛ-131	6	13,0	ОП	1,6	6,5
КамАЗ-43101	5	13,0	ОП	1,7	5,0
г. Уссурийск Приморского кр.					
КрАЗ-255Б	5	19,0	ОП	2,7	3,1

В этом случае результаты наблюдений представляют собой выборку из N машин, в которой r машин отказало, а остальные $(N-r)$ машины работоспособны (в дальнейшем будем называть их приостановленными) и они имеют различные сроки хранения.

Для оценки безотказности используем метод [4], позволяющий учесть всю имеющуюся информацию. Его идея состоит в определении действительного веса отказа, являющегося

переменной величиной, так как в выборке из отказавших и приостановленных машин порядковый номер i -го отказа зависит не только от числа предшествующих отказов, но и от числа всех обследованных машин.

Таким образом, обобщена информация по показателям безотказности 150 ед. техники, за средний срок хранения 17,7 лет по результатам опытного хранения и опытных работ по РТО за период с 2000 по 2007 годы.

Полученные данные были использованы для установления зависимостей показателей безотказности от различных климатических факторов, разработке математической модели прогнозирования безотказности АТ при хранении в различных климатических зонах РФ.

На основе проведенного попарного регрессионного анализа выявлен характер зависимости фактора и порядок неизвестных параметров в случае экспоненциальной зависимости. Результаты расчетов сведены в таблицу 2.

На основе попарной регрессии из первой группы наиболее коррелированной с D_x является среднегодовое количество осадков d_{oc} . По характеру зависимости, как видно из сравнения $R_1=0,541$ и $R_2=0,447$, больше подходит прямая зависимость. Итак, из первой группы в качестве независимого фактора выбираем d_{oc} , с линейным влиянием на D_x . Из второй группы наиболее значимым (удовлетворяет нашим требованиям) является f_0 , также с линейным вкладом.

Таблица 2

Результаты попарного регрессионного анализа

Группа переменных	Условное обозначение	Вид зависимости	Коэффициент корреляции	Вычисленное значение t	Вычисленное значение F
I	d_{oc}	Линейная	0,541	1,104	1,2
		Параболическая	0,447	0,951	0,9
	t_{oc}	Линейная	0,013	3,910	15,2
		Параболическая	0,130	3,737	13,3
	φ_e	Линейная	0,037	4,123	17,2
		Параболическая	0,056	3,663	13,4
II	d_{cl}	Линейная	0,606	2,100	1,7
		Параболическая	0,606	2,031	4,01
	τ_{max}	Линейная	0,006	0,591	0,3
		Параболическая	0,020	0,791	0,6
	τ_{cp}	Линейная	0,117	3,087	9,5
		Параболическая	0,117	3,081	9,4
	τ_{min}	Линейная	0,264	2,594	6,5
		Параболическая	0,263	2,692	7,3
III	δ_{so2}	Линейная	0,472	2,150	4,3
		Параболическая	0,440	2,117	4,4
	δ_{cl}	Линейная	0,083	5,053	25,3
		Параболическая	0,084	4,326	18,3
IV	f_0	Линейная	0,435	1,866	3,3
		Параболическая	0,344	2,052	4,2
	f_p	Линейная	0,007	1,866	3,3
		Параболическая	0,180	2,052	4,2

Из 3 группы выбираем концентрацию сернистого ангидрида. Герасименко А.А. в своем справочнике [5] привел выражение, учитывающее влияние любого вида загрязнения (в нашем случае концентрация в воздухе сернистого ангидрида) на коррозионный эффект $KЭ$ металлов:

$$KЭ = \alpha \cdot \tau \cdot C,$$

где α – коэффициент, характеризующий влияние загрязнений;

τ – количество часов в году без осадков за вычетом часов с относительной влажностью более 80 %;

C – концентрация загрязнения атмосферы сернистым ангидридом.

Поэтому естественно включить $KЭ$ в основную формулу для вычисления в линейном виде.

Расчеты коэффициентов корреляции для четвертой группы, показывают о преимуществе влияния $\partial_{сл}$.

Определение тесноты связи между выделенными климатическими факторами.

Парный коэффициент корреляции представляет собой меру линейной зависимости между двумя переменными на фоне действия остальных, рассматриваемых в анализе.

Расчет парных коэффициентов корреляции производился по формуле:

$$r_{yx} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{S_x S_y}, \quad (1)$$

$$\text{где } \overline{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i ;$$

S_x – среднеквадратическое отклонение по признаку x ;

S_y – среднеквадратическое отклонение по признаку y ;

Результаты расчетов парных коэффициентов корреляции представлены в таблице 3.

Таблица 3

Матрица парных коэффициентов корреляции по величинам

	$D_{\bar{o}}$	$\partial_{сл}$	$\partial_{ос}$	f_0	$KЭ$
$D_{\bar{o}}$	1,00	0,57	0,41	0,41	-0,73
$\partial_{ос}$	0,57	1,00	0,39	0,73	-0,78
$\partial_{сл}$	0,41	0,39	1,00	0,61	-0,66
f_0	0,41	0,73	0,61	1,00	-0,74
$KЭ$	-0,73	-0,78	-0,66	-0,74	1,00

Значимость парных коэффициентов проверялась с помощью t -критерия Стьюдента. Наблюдаемое значение критерия находилось по формуле:

$$t_{набл} = - \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2}.$$

Затем производилось сравнение вычисленного значения с табличным значением t -критерия Стьюдента. Результаты расчетов показали, что гипотеза о значимости коэффициентов парной корреляции не отвергается. Результаты проверки значимости парных коэффициентов корреляции при уровне $p < 0,05$ представлены в таблице 4.

Таблица 4

Результаты проверки значимости парных коэффициентов

	D	∂_{oc}	∂_{cl}	f_0	$KЭ$
D	-	p=,612	p=,215	p=,176	p=,950
∂_{oc}	p=,612	-	p=,364	p=,496	p=,666
∂_{cl}	p=,215	p=,364	-	p=,608	p=,000
f_0	p=,176	p=,496	p=,608	-	p=,488
$KЭ$	p=,950	p=,666	p=,000	p=,488	-

Частный коэффициент корреляции характеризует тесноту линейной зависимости между двумя переменными при исключении влияния всех остальных показателей, входящих в модель.

Расчет частных коэффициентов корреляции производился по формуле:

$$r_{x_1x_2|x_3x_4\dots x_p} = \frac{r_{x_1x_2|x_3\dots x_{p-1}} - r_{x_1x_p|x_3\dots x_{p-1}} \cdot r_{x_2x_p|x_3\dots x_{p-1}}}{\sqrt{(1-r_{x_1x_p|x_3x_4\dots x_{p-1}}^2)} \sqrt{(1-r_{x_2x_p|x_3x_4\dots x_{p-1}}^2)}}.$$

Результаты расчета частных коэффициентов корреляции между зависимой переменной D и соответствующей независимой представлены в таблице 5.

Значимость коэффициентов частной корреляции определялась с использованием следующего неравенства:

$$t_r^{\wedge} = \frac{|r|}{S_r^{\wedge}} > t_{\beta;n-3}, \tag{2}$$

где $t_{\beta;n-3}$ – квантиль распределения Стьюдента при доверительной вероятности β и числе степеней свободы $n - 3$, равный 1,6814;

S_r^{\wedge} – среднее квадратическое отклонение коэффициентов частной корреляции,

определяемое по формуле $S_r^{\wedge} = \frac{1-r^2}{\sqrt{n-3}}$.

Таблица 5

Частные коэффициенты корреляции по величинам

	Бета (В)	Частный коэффициент корреляции	Получающ. корр.	Толерантность	Коэффициент детерминации	Расчетное значение t-критерия	Вероятность отклонения гипотезы о значимости частного коэффициента корреляции
∂_{oc}	-0,346863	-0,555200	-0,271547	0,612879	0,387121	-2,75231	0,013602
∂_{cl}	-0,349026	-0,458977	-0,210151	0,362531	0,637469	-2,13002	0,048076
f_0	-0,279921	-0,458519	-0,209885	0,562203	0,437797	-2,12732	0,048329
$KЭ$	-0,169067	-0,233423	-0,097652	0,333616	0,666384	-2,28977	0,036166

Анализ данных таблицы 5 подтверждает, что гипотеза о значимости частных коэффициентов корреляции не отвергается.

Построение регрессионной зависимости.

С использованием программы STATISTICA 6.0 [1] было получено следующее уравнение регрессии:

$$D_x = 24,66313 - 0,00514 \cdot \partial_{oc} - 0,0015 \cdot \partial_{cl} - 0,0888 \cdot f_0 - 0,0015 \cdot \mu \cdot \delta_{SO_2}$$

В данной модели приняты следующие ограничения:

- среднегодовое количество осадков (∂_{oc}) от 0 до 1800 мм;
- суммарная среднегодовая солнечная радиация (∂_{cl}) от 0 до 6250 МДж/м²;
- среднегодовое число переходов через 0 °С (f_0) от 9 до 90 раз;
- время высыхания фазовой пленки влаги (μ) от 1850 до 7250 ч;
- среднегодовая концентрация в воздухе сернистого ангидрида (δ_{SO_2}) от 0,005 до 0,4 мг/м³ в сутки.

Исходя из этого, уравнение имеет следующие характеристики:

- множественный коэффициент корреляции: 0,91352092;
- множественный коэффициент детерминации R²: 0,83452048;
- несмещенная оценка коэффициента детерминации: 0,79558412;
- вероятность отклонения гипотезы о значимости множественного коэффициента детерминации p: 0,000002;
- вычисленное значение F – критерия: 21,43294;
- число степеней свободы: 4,17;
- стандартная ошибка оценки: 1,329569490;
- свободный член: 22,663125981;
- стандартная ошибка: 2,956055 t (17) = 7,6667 p < 0,0000.

Результаты анализа уравнения представлены в таблице 6.

Таблица 6

Дисперсионный анализ уравнения

	Сумма квадратов	Ст. свободы	Средний квадрат	F-критерий	p-уровень
Регрессия	151,5527	4	37,88818	21,43294	0,00000
Остатки	30,0518	17	1,76776	-	-
Итого	181,6046	-	-	-	-

Таким образом, приведенное уравнение позволяет прогнозировать влияние климатических факторов на безотказность АТ с приемлемой точностью.

Анализ остатков.

Остатки представляют собой отклонения наблюдаемых значений от выравненных на основе регрессионной модели. Если модель адекватна полученным данным, то в ряду остатков отсутствует систематическая составляющая (ряд не имеет закономерности, его элементы случайны), последовательные остатки независимы между собой, имеют нормальный закон распределения с нулевым математическим ожиданием и постоянной дисперсией.

Среднее значение графы «остаток» равно 0, это говорит о правильности построенной регрессионной модели. Анализ графы «удаленные остатки» показывает, что они незначительно отличаются от стандартизированного значения остатков. Анализ последней графы показывает, что все расстояния Кука имеют примерно одинаковую величину. Из этого следует, что выбросов в выборке нет.

Проверка условия независимости остатков между собой проводилась с помощью критерия Дарбина-Уотсона, результаты которой представлены в таблице 7.

Таблица 7

Статистика Дарбина-Уотсона

	Статистика Дарбина-Уотсона	Сериальная корреляция
Оценка	2,231881	-0,116442

Коэффициент изменяется от 0 до 4, близость к крайним значениям говорит о плохом качестве модели. В нашем случае он равен 2,231881, что позволяет судить о построенной модели, как об адекватной. Анализ графика остатков на нормальной вероятностной бумаге (рисунок 1) показывает, что остатки распределены нормально, т.е. модель адекватна данным.

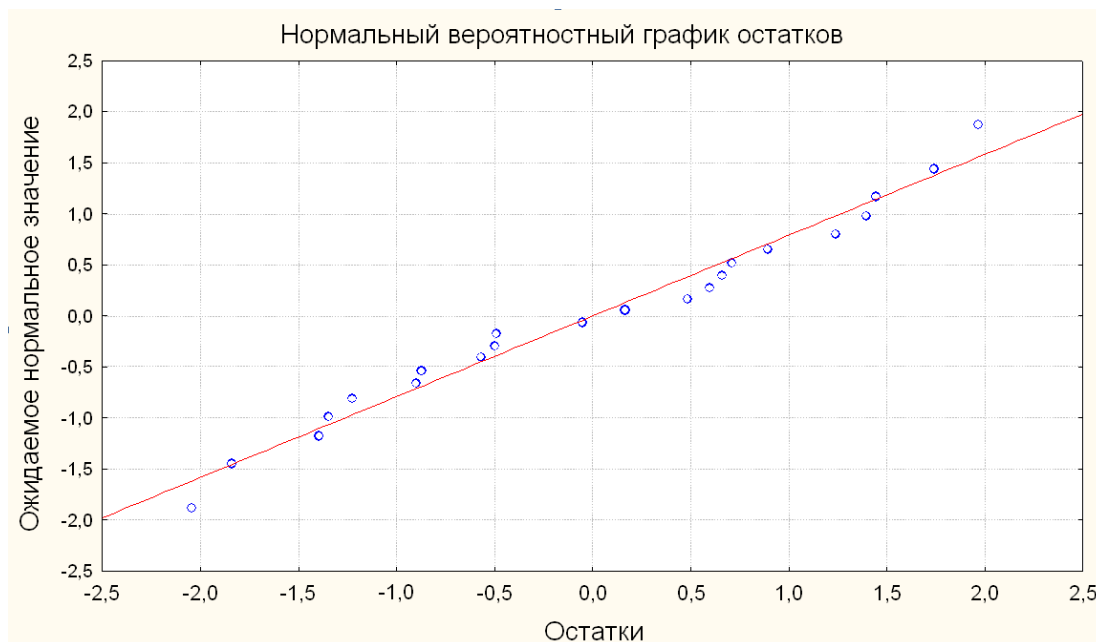


Рис. 1. График остатков на нормальной вероятностной бумаге

Проверка гипотезы об адекватности полученного уравнения регрессии.

Для проверки условия об адекватности использовалось следующее выражение:

$$F = \frac{S_{\Pi}^2(G)}{S_{OCT}^2(G)} > F_{\alpha}(f_{\Pi}, f_{OCT})$$

где F – расчетное значение критерия Фишера;

$S_{\Pi}^2(G)$ – полная дисперсия (средний квадрат) переменной G ;

$S_{OCT}^2(G)$ – остаточная дисперсия (средний квадрат), характеризующая неадекватность модели и ошибку эксперимента;

$F_{\alpha}(f_{\Pi}, f_{OCT})$ – табличное значение критерия Фишера при заданном уровне значимости α и при степенях свободы соответствующих полной и остаточной дисперсии переменной D_x :

$$F = \frac{37,88818}{1,76776} = 21,43294 > F_{0,05}(4,17) = 2,37$$

Гипотеза об адекватности модели полученным данным не отвергается с вероятностью $p = 0,95$.

Статистическая оценка коэффициентов уравнения регрессии.

Для проверки значимости отдельных коэффициентов регрессии использовался t – критерий Стьюдента, наблюдаемое значение которого находилось по формуле:

$$t_{набл}(b_j) = \frac{b_j}{S_{b_j}}$$

Знаменатель содержит дисперсию соответствующего коэффициента регрессии, значение которой находится на главной диагонали ковариационной матрицы (таблица 8).

Таблица 8

Ковариационная матрица

	∂_{oc}	∂_{cl}	f_0	$KЭ$
∂_{oc}	0,000003	-0,000001	-0,000023	0,000000
∂_{cl}	-0,000001	0,000000	0,000007	-0,000001
f_0	-0,000023	0,000007	0,001740	-0,000034
$KЭ$	0,000000	-0,000001	-0,000034	0,000002

Полученные результаты представлены в таблице 9.

Анализ таблицы показывает что, гипотеза о значимости коэффициентов регрессии не отвергается с вероятностью 0,95.

Таблица 9

Результаты вычислений коэффициентов регрессии

	Стандартизованные оценки коэффициентов регрессии	Ср. кв. отклонение стандартизованных коэфф. регрессии	Нестандартизованный коэффициент регрессии	Ср. кв. отклонение нестандартизованных коэфф. регрессии	t - критерий Стьюдента (222)	Вероятность принятия ошибочного решения
Свободный член			22,66313	2,956055	7,66668	0,000001
τ_{cp}	-0,346863	0,126026	-0,00506	0,001839	-2,75231	0,013602
φ	-0,349026	0,163861	-0,00149	0,00070	-2,13002	0,04807
f_p	-0,279921	0,131583	-0,08875	0,041718	-2,12732	0,048329
$KЭ$	-0,169067	0,170814	-0,00150	0,001519	-2,28977	0,036166

Таким образом, проведенные оценки модели позволяют принять ее для прогнозирования безотказности образцов АТ.

ЛИТЕРАТУРА

1. Практикум по курсу «Статистика» (в системе STATISTICA). Салин В.Н., Чурилова Э.Ю. М., «Издательский дом» Социальные отношения», Издательство «Перспектива». 2002. – 188 с.
2. Экспериментальные исследования технического состояния автомобильной техники, содержащейся на хранении: Отчет о НИР /21 НИИИ МО РФ, инв. № 8861, 2004 – 132 с.
3. Опытные работы по оценке качества РТО: Отчет о НИР / 21 НИИИ МО РФ, инв. № 9059, 2005. – 160 с.
4. Автомобильная техника. Определение, оценка и прогнозирование показателей безотказности. / Типовая методика. 21 НИИИ АТ МО РФ. Руководитель Б.Н. Долгих. Инв. №8027. 2000. – 80 с.
5. Защита от коррозии, старения и биоповреждений машин, оборудования и сооружений: Справочник: В 2 т. Т. 1. / Под ред. А. А. Герасименко. – М.: Машиностроение, 1987. – 688 с.

Рецензент: Дзюба Юрий Васильевич, кандидат технических наук, профессор кафедры «Автомобильный транспорт» МГАУ им. В.П. Горячкина