

Применение ВРМ в оптимальном планировании и проектировании:
Миниуэ. об. науч. трудов / Новосиб. электротехн.; Отв. ред. В.И. Де-
нисов. - Новосибирск, 1981. - 200 с.

Сборник содержит работы по исследованию алгоритмического и программного обеспечения задач оптимального планирования и проектирования. Основное внимание уделено эффективности алгоритмов планирования регрессионного эксперимента, распознаванию образов в статической и динамической постановках, математическому моделированию и связанному с ним решению задач математической физики.

Редакционная коллегия: к.т.н. В.И.Денисов (отв. редактор),
к.т.н. В.И.Котиков (НИИХТ), к.т.н. Г.И.Кайгородцев
(НИИ систем), к.т.н. Г.С.Левин (ИМ СО АН СССР),
В.В.Васильев (Облакоэлектротехника), к.т.н. В.П.Шурин
(отв. за выпуск)

©

Новосибирский электро-
технический институт,
1981 г.

- 2 -

ВЫЧИСЛЕНИЕ ОЦЕНОК ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ТАБЛИЦ АСИМПТОТИЧЕСКИ ОПТИМАЛЬНОГО ГРУППИРОВАНИЯ

При статистической обработке экспериментальных наблюдений постоянно приходится сталкиваться с задачей оценивания параметров распределения вероятностей, вид функции плотности $f(x, \theta)$ которого предполагается известным. В большинстве случаев процедура оценивания параметров сопровождается группированием данных.

Наиболее широко на практике используется метод моментов [1], который при определенных условиях приводит к состоятельным оценкам. Метод неприменим, когда теоретические моменты нужного порядка не существуют. Кроме того, оценки по методу моментов, вообще говоря, неэффективны [2]. При использовании группирования всем наблюдениям в группе присваивают одинаковые значения, что, в свою очередь, приводит к значительным систематическим ошибкам и требует поправок. Так, если интервалы группирования равны по длине, зачастую используют поправки для моментов [1]. Использование поправок не всегда приводит к удовлетворительным результатам. Нередко приходится констатировать, что оценка, полученная с применением поправок, оказывается дальше от истинного значения, чем оценка без поправки [3,4]. Несмотря на свои недостатки, метод моментов применительно к сгруппированным данным продолжает широко использоваться на практике [5], что связано в первую очередь с простотой и незначительным объемом вычислений.

Ряд методов оценивания предполагает, что выборка, по которой оцениваются параметры, будет полностью сгруппирована. Сюда относятся метод минимума χ^2 Пирсона, модифицированный метод минимума χ^2 , методы, основанные на минимизации расстояния Хеллингера, дивергенции

Калбэка-Лейблера, меры расхождения Холдейна [2]. Все эти методы при соответствующих условиях регулярности дают состоятельные и асимптотически эффективные оценки. Однако наиболее предпочтительным методом при учете эффективности второго порядка является метод максимальной правдоподобия [2]. При этом асимптотическая дисперсионная матрица оценки вектора параметров $\hat{\theta}$ распределения, определяемая с использованием перечисленных методов, описывается соотношением

$$D(\hat{\theta}) = N^{-1} \gamma^{-1}(\theta),$$

где N — объем выборки;

$\gamma(\theta)$ — информационная матрица Фишера по группированным данным, зависящая от граничных точек интервалов группирования.

Любое группирование приводит к потере информации, понимаемой в самом общем смысле, по сравнению с исходной негруппированной выборкой. А это отрицательно сказывается на качестве результатов статистических выводов.

В работе [6] показано, что матрица $\gamma(\theta)$ определяет не только асимптотическую дисперсию оценки вектора параметров, но и является мерой близости распределений при проверке гипотез, например, по критерию χ^2 Пирсона, непосредственно определяет мощность критерия.

Используя зависимость $\gamma(\theta)$ от граничных точек, в работах [6-12] построены таблицы асимптотически оптимального группирования, позволяющие минимизировать потери в информационном количестве Фишера, связанные с группированием данных. Выигрыш в асимптотической дисперсии, мощности критериев при асимптотически оптимальном группировании особенно существен при малом числе интервалов. Например, потери в информационном количестве Фишера относительно ситуации асимптотически оптимального группирования, если предпочтение отдается разбиению на интервалы равной вероятности, в ряде случаев достигают 40-50% и даже более. Таблицы асимптотически оптимальных граничных точек построены

при числе интервалов от 2 до 10-15 для распределений Рэлея, Максвелла, Вейбулла, распределений экстремальных значений, Коши, логистического, нормального, Парето для скалярных и векторных параметров, вычислены таблицы соответствующих оптимальных вероятностей. Важно подчеркнуть, что полученные таблицы асимптотически оптимального группирования инвариантны относительно параметров соответствующих распределений.

При оценивании параметров с использованием таблиц асимптотически оптимального группирования возможны два подхода. Во-первых, в большинстве практических ситуаций имеются некоторые априорные сведения о параметрах распределения. И в этом случае существует возможность выбора оптимальных граничных точек относительно прогнозируемого значения параметра с использованием в дальнейшем одного из известных методов оценивания. Во-вторых, можно разбивать исходную негруппированную выборку на группы таким образом, чтобы число реализаций случайной величины в каждой группе было пропорционально вероятностям при оптимальном группировании. При большом объеме выборки второй подход предпочтительнее. Он оказывается единственно возможным, если априорные сведения о параметрах отсутствуют и предполагается лишь вид распределения.

При втором подходе мы получаем возможность с помощью таблиц асимптотически оптимального группирования получать приближенные оценки максимального правдоподобия параметров распределений. Процедура вычисления таких оценок состоит в следующем. Используя соответствующую таблицу оптимальных вероятностей, разбиваем упорядоченную исходную выборку на группы так, чтобы число наблюдений n_i , попавших в каждую, было пропорционально оптимальной вероятности p_i . p_i берутся из соответствующих таблиц оптимальных вероятностей. В результате будут приблизительно выбраны оптимальные граничные точки $\hat{x}_i$, разделяющие группы. В качестве $\hat{x}_i$ можно брать среднее зна-

связи между смежными выборочными значениями, попавшими в соседние группы. Из таблиц оптимальных граничных точек при данном числе интервалов берутся инвариантные значения граничных точек t_i , которые связаны с x_i определенной зависимостью. Отсюда уже просто найти приближенную оценку неизвестного параметра из уравнения $t_i = \varphi(\hat{x}_i, \theta)$ и усреднить по всем i . При таком подходе оценки параметров для перечисленных выше распределений находятся из полученных простых формул.

В частности, для распределения Вейбулла с функцией плотности распределения $f(x) = (\theta/B_1)(x/B_1)^{\theta-1} \exp\{-(x/B_1)^\theta\}$ оценки и параметров определяются из соотношений:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{K-2} \sum_{i=2}^{K-1} \frac{\ln t_{i-1} - \ln t_i}{\ln \hat{x}_{i-1} - \ln \hat{x}_i},$$

$$\hat{B}_1 = \frac{1}{K-2} \sum_{i=2}^{K-1} \exp\left\{ \frac{\ln t_{i-1} \ln \hat{x}_i - \ln t_i \ln \hat{x}_{i-1}}{\ln t_{i-1} - \ln t_i} \right\},$$

где t_i берутся из табл.1, а разбиение выборки на группы осуществляется в соответствии с R_i из табл.2.

Для распределения Рэлея с плотностью $f(x) = (x/\theta^2) \exp\{-x^2/2\theta^2\}$ и распределения Максвелла с плотностью распределения $f(x) = (2x^2/\theta^3 \sqrt{\pi}) \exp\{-x^2/2\theta^2\}$ оценки находятся по формуле:

$$\hat{\theta} = \frac{1}{K-1} \sum_{i=1}^{K-1} \frac{\hat{x}_i}{t_i}.$$

Причем для распределения Рэлея используются табл.3 и 4, а для распределения Максвелла - соответственно табл. 5 и 6.

Для логистического распределения с плотностью

$$f(x) = \frac{\pi}{\sigma\sqrt{3}} \exp\left\{-\frac{\pi}{\sqrt{3}} \frac{x-\mu}{\sigma}\right\} / [1 + \exp\left\{-\frac{\pi}{\sqrt{3}} \frac{x-\mu}{\sigma}\right\}]^2$$

оценки определяются формулами:

Таблица 1

Оптимальные граничные точки интервалов группирования в виде $t_i(x/\theta_1)^\theta$ для одновременного оценивания двух параметров распределения Вейбулла и проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона и соответствующие значения относительной асимптотической информации

K	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8
3	0.2731	2.6067						
4	0.2109	1.3979	3.4137					
5	0.1044	0.5123	1.9590	3.8606				
6	0.0772	0.3649	1.2269	2.5726	4.4096			
7	0.0501	0.2318	0.6758	1.7192	2.9922	4.7949		
8	0.0377	0.1740	0.4837	1.1904	2.2041	3.4285	5.2049	
9	0.0275	0.1269	0.3431	0.7829	1.6027	2.5723	3.7667	5.5273
10	0.0213	0.0988	0.2638	0.5770	1.1805	1.9932	2.9269	4.1024
11	0.0165	0.0771	0.2046	0.4359	0.8560	1.5344	2.3192	3.2319
12	0.0132	0.0618	0.1638	0.3434	0.6517	1.1789	1.8570	2.6163
13	0.0106	0.0500	0.1326	0.2754	0.5106	0.9030	1.4807	2.1401
14	0.0087	0.0412	0.1094	0.2261	0.4126	0.7116	1.1798	1.7608
15	0.0072	0.0344	0.0913	0.1881	0.3394	0.5734	0.9387	1.4426

K	t_9	t_{10}	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{14}	A
3							0.4079
4							0.5572
5							0.6836
6							0.7571
7							0.8109
8							0.8480
9							0.8756
10	5.8478						0.8963
11	4.3930	6.1270					0.9123
12	3.5103	4.6589	6.3853				0.9248
13	2.8810	3.7623	4.9016	6.6208			0.9349
14	2.4019	3.1286	3.9997	5.1314	6.8444		0.9431
15	2.0116	2.6381	3.3538	4.2169	5.3425	7.0506	0.9498

Таблица 2

Оптимальные частоты при одновременном оценивании двух параметров распределения Вейбулла или проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона и соответствующие значения относительной асимптотической информации A

k	p_1	p_2	p_3	p_4	p_5	p_6	p_7	p_8
3	0.2390	0.6872	0.0738					
4	0.1901	0.5628	0.2142	0.0329				
5	0.0991	0.3018	0.4581	0.1199	0.0211			
6	0.0743	0.2314	0.4011	0.2169	0.0641	0.0122		
7	0.0489	0.1581	0.2843	0.3295	0.1290	0.0419	0.0083	
8	0.0370	0.1227	0.2238	0.3124	0.1938	0.0779	0.0269	0.0055
9	0.0271	0.0921	0.1712	0.2525	0.2557	0.1250	0.0533	0.0191
10	0.0211	0.0729	0.1379	0.2065	0.2545	0.1708	0.0827	0.0371
11	0.0164	0.0578	0.1108	0.1683	0.2218	0.2101	0.1164	0.0589
12	0.0131	0.0468	0.0912	0.1395	0.1832	0.2136	0.1515	0.0830
13	0.0105	0.0383	0.0754	0.1165	0.1592	0.1947	0.1779	0.1099
14	0.0087	0.0317	0.0632	0.0988	0.1357	0.1710	0.1354	
15	0.0072	0.0266	0.0533	0.0842	0.1163	0.1486	0.1725	0.1548

k	p_9	p_{10}	p_{11}	p_{12}	p_{13}	p_{14}	p_{15}	A
3								0.4079
4								0.5572
5								0.6836
6								0.7571
7								0.8109
8								0.8480
9	0.0040							0.8756
10	0.0136	0.0029						0.8963
11	0.0271	0.0102	0.0022					0.9123
12	0.0432	0.0204	0.0078	0.0017				0.9248
13	0.0615	0.0329	0.0158	0.0061	0.0013			0.9349
14	0.0811	0.0467	0.0255	0.0124	0.0048	0.0011		0.9431
15	0.1025	0.0623	0.0365	0.0203	0.0099	0.0039	0.0009	0.9498

Оптимальные граничные точки интервалов группирования в виде $t_i = \chi^2_i / 8$ для оценивания параметра распределения Рэлея и проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона и соответствующие значения относительной асимптотической информации A

k	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8	t_9	A
2	1.7853									0.6476
3	1.4266	2.2853								0.8203
4	1.2280	1.8823	2.5943							0.8910
5	1.0954	1.6459	2.1781	2.8163						0.9269
6	0.9993	1.4831	1.9255	2.3964	2.9883					0.9476
7	0.9247	1.3615	1.7477	2.1360	2.5686	3.1281				0.9606
8	0.8648	1.2661	1.6130	1.9500	2.3045	2.7103	3.2455			0.9693
9	0.8152	1.1884	1.5058	1.8073	2.1136	2.4444	2.8303	3.3463		0.9754
10	0.7734	1.1237	1.4180	1.6928	1.9658	2.2506	2.5638	2.9340	3.4344	0.9798

Таблица 4

Оптимальные частоты при оценивании параметра распределения
Резая и проверки гипотез о нем по критерию χ^2 Пирсона и
соответствующие значения относительной асимптотической
информации A

к	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}	P_{11}	A
2	0.7968	0.2032										0.6476
3	0.6385	0.2880	0.0735									0.8203
4	0.5296	0.3004	0.1355	0.0345								0.8911
5	0.4514	0.2905	0.1648	0.0744	0.0189							0.9269
6	0.3930	0.2740	0.1763	0.1000	0.0451	0.0116						0.9476
7	0.3479	0.2563	0.1797	0.1150	0.0652	0.0294	0.0075					0.9606
8	0.3120	0.2394	0.1763	0.1229	0.0791	0.0449	0.0202	0.0052				0.9633
9	0.2827	0.2238	0.1717	0.1265	0.0882	0.0567	0.0322	0.0145	0.0037			0.9154
10	0.2584	0.2097	0.1659	0.1273	0.0938	0.0654	0.0421	0.0239	0.0107	0.0028		0.9798
11	0.2378	0.1964	0.1598	0.1264	0.0971	0.0715	0.0498	0.0322	0.0183	0.0083	0.0024	0.9832

Таблица 5

Оптимальные граничные точки интервалов группирования в виде
 $t_i = \chi_i^2 / \theta$ для оценивания параметра, распределения Максвелла
и проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона и соответствую-
щие значения относительной асимптотической информации A

к	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8	t_9	A
2	2.0451									0.6451
3	1.6762	2.5366								0.8179
4	1.4689	2.1292	2.8402							0.8892
5	1.3292	1.8879	2.4221	3.0583						0.9254
6	1.2261	1.7205	2.1667	2.6379	3.2274					0.9464
7	1.1458	1.5747	1.9859	2.3759	2.8081	3.3649				0.9596
8	1.0807	1.4952	1.8481	2.1879	2.5431	2.9480	3.4803			0.9685
9	1.0267	1.4138	1.7377	2.0423	2.3499	2.6803	3.0652	3.5789		0.9747
10	0.9798	1.3447	1.6460	1.9252	2.2003	2.4857	2.7984	3.1668	3.6625	0.9792

Таблица 6

Оптимальные частоты при оценивании параметра распределения Максвелла и проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона и соответствующие значения относительной асимптотической информации A

K	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}	A
2	0.7576	0.2424									0.6451
3	0.5781	0.3296	0.0923								0.8179
4	0.4597	0.3310	0.1647	0.0446							0.8892
5	0.3778	0.3097	0.1942	0.0933	0.0250						0.9254
6	0.3185	0.2837	0.2022	0.1223	0.0579	0.0154					0.9464
7	0.2739	0.2585	0.2000	0.1374	0.0818	0.0383	0.0101				0.9596
8	0.2393	0.2357	0.1931	0.1438	0.0971	0.0573	0.0267	0.0070			0.9685
9	0.2119	0.2155	0.1840	0.1450	0.1063	0.0711	0.0418	0.0194	0.0050		0.9747
10	0.1891	0.1978	0.1745	0.1437	0.1112	0.0805	0.0536	0.0313	0.0145	0.0038	0.9792

Таблица 7

Оптимальные граничные точки в виде $t_i = \pi(x_i - \mu)/G\sqrt{3}$ для одновременного оценивания двух параметров логического распределения и проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона

K	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7
3	-1.1674	1.1674					
4	-1.9797	0.0	1.9797				
5	-2.5090	-0.8470	0.8470	2.5090			
6	-2.9083	-1.3535	0.0	1.3535	2.9083		
7	-3.2797	-1.7426	-0.5955	0.5955	1.7426	3.2797	
8	-3.6023	-2.0786	-1.0165	0.0	1.0165	2.0786	3.6023
9	-3.8981	-2.3777	-1.3604	-0.4631	0.4631	1.3604	2.3777
10	-4.1665	-2.6442	-1.6512	-0.8235	0.0	0.8235	1.6412
11	-4.4148	-2.8883	-1.9085	-1.1227	-0.3805	0.3805	1.1227
12	-4.6437	-3.1123	-2.1394	-1.3798	-0.6929	0.0	0.6929
13	-4.8577	-3.3212	-2.3511	-1.6081	-0.9580	-0.3235	0.3235
14	-5.0564	-3.5150	-2.5460	-1.8138	-1.1888	-0.5984	0.0
15	-5.2452	-3.6987	-2.7289	-2.0032	-1.3953	-0.8364	-0.2818

K	t_8	t_9	t_{10}	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{14}	A
3								0.4426
4								0.6026
5								0.6861
6								0.7890
7								0.8369
8								0.8701
9	3.8981							0.8942
10	2.6442	4.1665						0.9123
11	1.9085	2.8883	4.4148					0.9261
12	1.3798	2.1394	3.1123	4.6437				0.9371
13	0.9580	1.6081	2.3511	3.3212	4.8577			0.9457
14	0.5984	1.1888	1.8138	2.5460	3.5150	5.0564		0.9526
15	0.2818	0.8364	1.3953	2.0032	2.4289	3.6987	5.2452	0.9585

Таблица 8

Оптимальные частоты для одновременного оценивания двух параметров логистического распределения и проверки согласия по критерию χ^2 Пирсона

k	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8
3	0.2373	0.5254	0.2373					
4	0.1214	0.3786	0.3786	0.1214				
5	0.0752	0.2249	0.3998	0.2249	0.0752			
6	0.0517	0.1568	0.2915	0.2915	0.1568	0.0517		
7	0.0363	0.1127	0.2064	0.2892	0.2064	0.1127	0.0363	
8	0.0265	0.0847	0.1545	0.2343	0.2343	0.1545	0.0847	0.0265
9	0.0199	0.0650	0.1193	0.1821	0.2274	0.1821	0.1193	0.0650
10	0.0153	0.0610	0.0946	0.1441	0.1950	0.1950	0.1441	0.0946
11	0.0119	0.0408	0.0764	0.1164	0.1605	0.1880	0.1605	0.1164
12	0.0095	0.0331	0.0627	0.0957	0.1324	0.1666	0.1666	0.1324
13	0.0077	0.0271	0.0521	0.0799	0.1104	0.1425	0.1606	0.1425
14	0.0063	0.0226	0.0438	0.0675	0.0933	0.1212	0.1453	0.1453
15	0.0053	0.0189	0.0371	0.0576	0.0797	0.1037	0.1277	0.1400

k	P_9	P_{10}	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{14}	P_{15}	λ
3								0.4426
4								0.6026
5								0.6861
6								0.7890
7								0.8369
8								0.8701
9	0.0199							0.8942
10	0.0510	0.0153						0.9123
11	0.0764	0.0408	0.0119					0.9261
12	0.0957	0.0627	0.0331	0.0095				0.9371
13	0.1104	0.0799	0.0521	0.0271	0.0077			0.9457
14	0.1212	0.0933	0.0675	0.0438	0.0226	0.0063		0.9526
15	0.1277	0.1037	0.0797	0.0576	0.0371	0.0189	0.0053	0.9585

$$\hat{A} = \frac{1}{k-2} \sum_{i=2}^{k-1} \frac{t_i \hat{x}_{i-1} - t_{i-1} \hat{x}_i}{t_i - t_{i-1}},$$

$$\hat{G} = \frac{\pi\sqrt{3}}{k-2} \sum_{i=2}^{k-1} \frac{\hat{x}_i - \hat{x}_{i-1}}{t_i - t_{i-1}},$$

где t_i даны в табл. 7, а разбиение выборки на группы для определения $\hat{x}_i$ проводится в соответствии с P_i из табл. 8.

Число интервалов группирования при оценивании параметров следует выбирать таким образом, чтобы число экспериментальных наблюдений $n_i \approx NP_i$, попавших в каждый интервал, было больше или равно 5+10.

Оценки, определяемые приведенными и аналогичными формулами для других распределений, получаются довольно близкими, например, к оценкам максимального правдоподобия. В табл. 9 приведены результаты такого сравнения для оценок параметров распределений Рэлея и Максвелла и стандартного отклонения нормального распределения.

Таблица 9

Сравнение оценок, получаемых по таблицам асимптотически оптимального группирования, с ОМП по группированным данным

k	р. Рэлея $N = 300$		р. Максвелла $N = 120$		Нормальное $N = 360$	
	ОМП	$\hat{\sigma}$	ОМП	$\hat{\sigma}$	ОМП	$\hat{\sigma}$
3	0.928	0.958	0.259	0.259	1.128	1.076
4	0.928	0.959	0.286	0.291	0.993	0.987
6	0.974	0.989	0.288	0.293	1.022	1.037
7	0.989	1.012	0.291	0.298	1.045	1.054
8	0.971	1.018	-	-	-	-
9	0.989	1.015	-	-	1.019	1.041

Основное достоинство этих оценок заключается в том, что объем чисел очень незначителен и практически не растет при увеличении

объема выборки. Увеличение объема выборки несколько увеличивает затраты лишь на упорядочение значений наблюдений по возрастанию и не влияет на число арифметических операций, требуемых для вычисления оценки. В то же время очевидно, что получаемые оценки состоятельны и асимптотически эффективны, а использование таблиц позволяет оценить и асимптотическую дисперсию вычисленной оценки.

Л и т е р а т у р а

1. Крамер Г. Математические методы статистики. - М.: Мир, 1975, 648 с.
2. Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применения. - М.: Наука, 1968. - 548 с.
3. Ковальков Д.А., Бойцов Б.В., Череватенко П.Л. К вопросу точности оценки закона распределения параметра, используемого для управления надежностью. - Надежность и контроль качества, 1976, № 8, с.62-58.
4. Кулдорф Г. Введение в теорию оценивания по группированным и частично группированным выборкам. - М.: Наука, 1966. - 176 с.
5. Статистические методы обработки эмпирических данных: Рекомендации. - М.: Издательство стандартов, 1978. - 232 с.
6. Денисов В.И., Лемешко Б.Ю. Оптимальное группирование при обработке экспериментальных данных. - В кн.: Измерительные информационные системы. Новосибирск: ИЭТИ, 1979, с.5-14.
7. Бодис Н.А. Оценка параметров распределения по группированным выборкам. - Труды математического института АН СССР, вып.3. 1970, с.110-154.
8. Денисов В.И. Математическое обеспечение системы "ЭВМ-экспериментатор". - М.: Наука, 1977. - 251 с.
9. Денисов В.И., Зачепа Г.Г., Лемешко Б.Ю. Об асимптотически оптимальном группировании при оценивании основного параметра гамма-

распределения. - В кн.: Применение ЭВМ в оптимальном планировании и проектировании. Новосибирск, 1974, с.50-53.

10. Денисов В.И., Зачепа Г.Г., Лемешко Б.Ю. Об асимптотически оптимальном группировании при оценивании параметров по группированным данным. - Новосибирск, 1975. - 14 с. - Рукопись представлена ИЭТИ. Деп. в ВИНТИ, 1975, № 3378-75.
11. Лемешко Б.Ю. Оценивание параметров распределений по группированным наблюдениям. - В кн.: Вопросы кибернетики. М., 1977, вып.30, с.80-96.
12. Денисов В.И., Лемешко Б.Ю. Использование оптимального группирования для оценивания параметров распределения и выбора распределения при определении характеристик надежности устройств. - В кн.: Исследования и расчеты надежности энергосистем на этапах проектирования и эксплуатации. Фрунзе, 1978, с.72-75.
13. Методические рекомендации по планированию экспериментов и обработке экспериментальных данных при исследовании надежности и качества функционирования систем "человек-техника" /Губинский А.И., Денисов В.И., Гречко Ю.П. и др. ЛЭТИ, 1978.

УДК 519.28

Э.П.Шурина, В.Д.Фроловский

МАТЕМАТИЧЕСКОЕ ОБЕСПЕЧЕНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ ПРОЦЕССА ТЕРМИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ЛАКИРОВАННЫХ ЛИСТОВ ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКОЙ СТАЛИ

Для описания промышленных процессов, развивающихся во времени и пространстве, все чаще используются модели, представленные дифференциальными уравнениями в частных производных. В этом случае претерпевает изменения методология планирования эксперимента при определении коэффициентов таких моделей и изучение этого вопроса пока находится на стадии исследования отдельных процессов и видов моделей [2].