ЛИТЕРАТУРА

1. А. Н. Тихонов. О регуляризации некорректно поставленных задач.— Докл. АН СССР, 1963, т. 153, № 1.
2. В. К. Иванов. О некорректно поставленных задачах.— Матем. сб., 1963, т. 61, № 2.
3. М. М. Лаврентьев. О некоторых некорректных задачах математической физики. Новосибирск, Изд-во СО АН СССР, 1962.
4. Е. П. Миронов, М. И. Пергамент, В. В. Тихомиров, Ю. А. Шапиро. Диагностика плазмы, т. III. М., Атомиздат, 1971.

Поступило в редакцию 23 февраля 1971 г.

УДК 519.24 : 621.374

А. М. ИСКОЛЬДСКИЙ, Ю. М. КРЕНДЕЛЬ, О. Е. ТРОФИМОВ

(Новосибирск)

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ИНФОРМАЦИОННОГО ПОТОКА В ЭКСПЕРИМЕНТЕ ПО ИССЛЕДОВАНИЮ ИМПУЛЬСНЫХ ПРОЦЕССОВ

Для рационального построения измерительных информационных систем, ориентированных на обработку данных в системе комплексной автоматизации научных исследований, необходимо знать статистические свойства потока информации, поступающей от эксперимента. В частности, представляют интерес статистика интервалов между опытами и статистика объемов информации, получаемой за один опыт.

Нами были проанализированы данные по интервалам между заявками и по объему информации внутри каждой заявки, полученные с двух экспериментальных комплексов, связанных с исследованиями электрического взрыва фольги (ЭВФ) и с исследованиями ЭВФ и ВВ во взрывных камерах.

По первому эксперименту число проанализированных интервалов $N_1=70$, время наблюдения шесть месяцев, по второму — число опытов $N_2=95$, время наблюдения два года. По критерию Колмогорова проверялись гипотезы о том, что интервалы независимы и имеют заданное распределение.

Обычно при анализе подобных систем принимается гипотеза о пуассоновском характере потока. Однако анализ выборок показал, что распределение в условиях регулярной работы является более сосредоточенным, чем соответствующее пуассоновское распределение.

Для $N=95$ хорошее согласование ($\Delta=0{,}11$) получается для распределения

$$F_1(x)=\begin{cases}0{,}6195\cdot\dfrac{x}{4}, & \text{если } 0\leqslant x\leqslant 4;\\ 0{,}6195+0{,}3465\,(1-e^{-01{,}965\,(x-4)})\,g, & \text{если } 4<x\leqslant 69;\\ 0{,}966+0{,}034\cdot\dfrac{x-69}{13}, & \text{если } 69<x\leqslant 82;\end{cases}\qquad(1)$$

$g=(1-e^{-0{,}1965\cdot 64})^{-1}\approx 1$ (нормировочный множитель).

Для потока с $N=70$ ($\Delta=0{,}13$) распределение имеет вид

$$F_2(x)=\begin{cases}\dfrac{1}{2}, & \text{если } x=1;\\ \dfrac{1}{2}+\dfrac{1}{2}(1-e^{-\frac{1}{4{,}43}(x-1)}), & \text{если } x>1.\end{cases}\qquad(2)$$

Таким образом, данная гипотеза критерием Колмогорова с уровнями значимости 5 и 1% не отвергается.

По нашему мнению, подобное распределение неплохо согласуется с интуитивными представлениями. Первый член распределения описывает регулярную работу до момента, когда появляется необходимость внести коррективы в эксперимент. Это распределение имеет малую дисперсию. Второй член описывает статистику эксперимента в условиях, когда имеется неопределенность в методах корректирующих действий, и представляется экспоненциальным распределением. Третий член в (1) введен для выравнивания моментов эмпирического и предполагаемого распределений. Он фактически указывает на существование конечной вероятности очень больших интервалов между экспериментами (отпуск и т. д.), что значительно влияет на моменты распределения, а на величину Δ этот член практически не оказывает влияния *. Для обоих потоков была проверена также гипотеза об экспоненциальном распределении интервалов времени между экспериментами.

С уровнями значимости 5 и 1% данная гипотеза была отвергнута. Для $N=70$ гипотеза отвергается, если максимум модуля разности между эмпирической функцией распределения и проверяемой функцией распределения больше $\Delta(5\%)=0{,}1597$ для уровня значимости 5% и $\Delta(1\%)=0{,}1917$ для уровня значимости 1%**.

Фактически получено $\Delta=0{,}233$. В качестве математического ожидания пуассоновского потока было взято выборочное среднее. Некоторой вариацией математического ожидания вблизи выборочного значения можно несколько уменьшить Δ, тем не менее расхождения остаются больше допустимых. Аналогично и для $N=95$ гипотеза о пуассоновском характере потока отвергается ($\Delta=0{,}23$, $\Delta(5\%)=0{,}1412$, $\Delta(1\%)=0{,}179$).

Проверялась также гипотеза о том, что распределение имеет вид

$$F(x)=P_1(1-e^{-\lambda_1 x})+P_2(1-e^{-\lambda_2 x});\ P_2=1-P_1.$$

При этом имелось в виду, что на характеристики потока могут влиять факторы, связанные с принятием решений. Вероятность P_1 интерпретировалась как вероятность «нормальной» работы, а вероятность P_2 как вероятность «сбоя», вызванного изменением характера эксперимента. Величины $m_1=1/\lambda_1$ и $m_2=1/\lambda_2$ интерпретировались как среднее время между экспериментами в условиях нормальной работы и в условиях принятия решений. Величины P_1, m_1, m_2 находились из условия равенства первых трех моментов предполагаемого и эмпирического распределений.

Изложенная гипотеза не отвергается для уровня значимости 1%. Однако полученные численные значения величин P_1, m_1 и m_2, по нашему мнению, не удовлетворяют «интуитивным» представлениям о характере потока. Так, для потока, где $N=95$, $P_1=0{,}99998$, $m_1=7{,}01$, $m_2=5199$, слишком мала вероятность принятия решений и слишком большое среднее время между заявками в режиме принятий решений. Следует также отметить, что для определения величин P_1, m_1, m_2 нужно использовать второй и третий выборочные моменты, точность определения которых при данном объеме эксперимента невелика. Вариации величин P_1, m_1 и m_2 относительно вычисленных дают несколько лучшие приближения как к эмпирическому распределению, так и к «интуитивным» представлениям, но существенным образом положения не меняют.

Для обработки на ЭВМ в рассматриваемых экспериментах используются фотоснимки. Объем памяти и количество машинного времени, необходимые для обработки снимков, примерно постоянны. Однако количество снимков, получаемых за один эксперимент, варьируется. Для экспериментов по взрыву фольги хорошее согласование ($\Delta=0{,}04$ при $N=70$) эмпирического распределения получается с распределением вида

$$F_3(x)=\begin{cases}0{,}644\cdot\dfrac{x}{7}, & \text{если } 0\leqslant x\leqslant 7;\\ 0{,}644+0{,}257\cdot\dfrac{x-7}{8}, & \text{если } 7<x\leqslant 15;\\ 0{,}9+0{,}1\cdot\dfrac{x-15}{12}, & \text{если } 15<x\leqslant 27.\end{cases}\qquad(3)$$

Следует отметить, что распределение снимков является по существу дискретным, а распределение (3) непрерывным. Согласование с распределением (3) понимается здесь в том смысле, что целые значения в соответствующих интервалах равновероятны. Ситуация аналогична той, когда дискретное распределение аппроксимируется, например, нормальным.

Поступило в редакцию 18 сентября 1972 г.

* В данном рассмотрении существенна гипотеза о независимости интервалов. Проверялась гипотеза лишь о линейной зависимости между соседними интервалами. На основании вычисления выборочного коэффициента корреляции между двумя соседними интервалами гипотеза о зависимости между ними отвергается с уровнями значимости 5 и 1%.

** Б. Л. Ван дер Варден. Математическая статистика. М., Изд-во иностр. лит., 1960.