Записки Ленинградского ордена Ленина, ордена Октябрьской Революции
и ордена Трудового Красного Знамени горного института им. Г.В.Плеханова, 1983, т. 97

УДК 622.236.232

ВЕРОЯТНОСТНЫЙ АНАЛИЗ НАГРУЗОК ОЧИСТНЫХ КОМБАЙНОВ

Э.Л.КАНТОР

Надежность и эффективность работы очистных комбайнов во многом зависит от нагрузок в процессе эксплуатации. Знание нагрузок необходимо для оценки ресурса производительности комбайнов, разработки соответствующих типовых эквивалентных нагрузок и режимов при стендовых испытаниях очистных комбайнов. Разработанные отраслевые стандарты по расчету мгновенных нагрузок [8] не позволяют точно определить эти нагрузки для конкретных типов комбайнов и условий их эксплуатации.

В Ленинградском горном институте разработана методика регистрации нагрузок очистных комбайнов [6]. С помощью магнитоэлектрического осциллографа К12-22 в шахте записывались текущие значения активной мощности P, потребляемой двигателем комбайна из сети, тока I, напряжения U, скорости подачи $v_п$ и усилия подачи $F_п$. Испытания проводились в Воркутинском и Кузнецком бассейнах.

Для анализа нагрузок очистных комбайнов лучше всего оперировать с мгновенной активной мощностью, являющейся интегральным показателем работы комбайна. Первые опыты, проведенные на стенде института, показали, что мгновенная скорость вращения валов редуктора комбайна постоянна при пере-

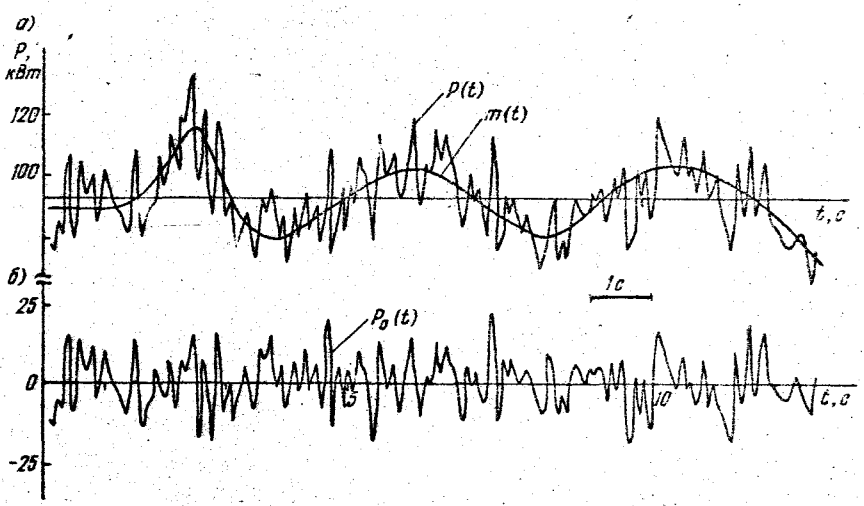


Рис.1. Характер изменения мгновенной мощности комбайна КШ-1КГ (шахта Юнь-Яга): а – реализация и математическое ожидание; б – центрированная реализация

менной нагрузке. Так как мощность равна произведению момента на угловую скорость, переход на регистрацию мощности является обоснованным.

Мощность, потребляемая электродвигателем комбайна, характеризуется резкими непериодическими изменениями (рис.I, а). Эти изменения носят случайный (стахостический) характер и зависят от режимных параметров и горно-геологических условий эксплуатации.

Основным режимным параметром работы комбайнов является скорость подачи. С увеличением скорости подачи растут средний уровень и дисперсия нагрузки. Средний уровень, дисперсия и частота нагрузки в свою очередь зависят от крепости пород, характеристики включений, типа резцов, качественного состояния машины. Для определения степени влияния этих факторов на ресурс и производительность комбайнов необходима статистическая обработка. Целью статистической обработки является получение среднего значения $P_{ср}$, дисперсии среднего значения D_x и среднеквадратического отклонения σ_x потребляемой мощности, автокорреляционной функции (АКФ), спектральной плотности $S_{xx}(f)$ и гистограммы одномерного распределения.

Прежде чем получить численные значения указанных характеристик, необходимо установить структуру случайного процесса изменения мощности комбайна [2-4]. Случайные процессы изменения мощности комбайнов обычно нестационарны: их математические ожидания и дисперсии изменяются во времени. Определение статистических характеристик для нестационарных случайных процессов связано с большими трудностями. Поэтому для упрощения обработки на осциллограммах мощности выделим интервалы времени, на которых процесс ведет себя как стационарный и эргодический. На этих участках вероятностные характеристики процессов остаются неизменными и их оценку можно производить, усредняя данные во времени.

Выделенные локально-стационарные участки на разных интервалах времени кадра могут принадлежать к разным распределениям вероятности, в основном к нормальному и Релея. Поэтому для повышения точности оценок статистических характеристик выборочные значения из реализации кадра должны быть проверены на статистическую однородность. Следует объединять только те отрезки реализации, которые обладают одним распределением.

Для проведения статистической обработки непрерывную реализацию $P(t)$ следует разбить на ряд дискретных значений $P(t_i)$, временное положение которых соответствует значениям $t_{i+1} = t_i + \Delta t$, $i = 1, 2, \ldots$, где Δt – шаг дискретности по времени. При таком преобразовании возникают трудности, связанные с выбором шага дискретности Δt. Слишком малый шаг дискретности неоправданно увеличивает объем численных данных, слишком большой шаг может привести к полному искажению численных значений.

По методу, предложенному Ю.Л.Клоковым и Л.В.Журавлевым [5], для получения информации о характере исследуемого процесса подсчитывается среднее число пересечений кривой среднего уровня (среднее число „нулей") и определяется оптимальный шаг дискретности $\Delta t = 0{,}2/\bar{n}$, где $\bar{n}$ – среднее число „нулей" случайного процесса в единицу времени, $\bar{n} = N/T$; N – общее число „нулей" на выбранном отрезке реализации; T – соответствующее время.

Обычно $\bar{n} = 10$ и удовлетворительно стабилизируется для исследуемых процессов при длине реализации $T = 7$ с. Поэтому следует принимать интервал дискретности $\Delta t = 0{,}02$ с; величину интервала корреляции [5] $\tau_к = 2/\bar{n} = 0{,}2$ с, а длительность осциллограмической записи режима нагружения $T = \tau_к / \delta^2 = 0{,}2/0{,}05^2 = 80$ с, где δ – допустимая погрешность при вычислении статистических характеристик, $\delta = 5\ \%$.

Среднее значение мощности и дисперсия соответственно

$$P_{ср} = \frac{1}{S}\sum_{i=1}^{S} P_i ; \quad D_x = M\left\{\left[P_i - P_{ср}\right]^2\right\},$$

где P_i – значения мгновенной мощности для момента времени $i\Delta t$ при i, равном 1, 2, ..., S.

Среднеквадратическое отклонение, характеризующее размах колебаний мощности, $\sigma_x = \sqrt{D_x}$.

Данные статистические характеристики вычислялись на анализаторах импульсов в лаборатории 305 института ВНИИНМАШ [7].

Гистограммы распределений мгновенных значений локально-стационарных участков вычислялись при помощи классификатора случайных процессов КА-2 (ГДР).

Значения АКФ определяются следующим образом: аналоговый электрический сигнал вырабатывается при помощи электромеханического устройства, позволяющего с помощью визира движком потенциометра (реохорда) отслеживать ординаты кривой на записи осциллограммы. Получаемый аналоговый сигнал поступает на АВМ МН-10м, где с помощью RC-фильтров реализуется алгоритм текущего среднего [1]

$$m(t) = \frac{1}{2\Delta t}\int_{t-\Delta t}^{t+\Delta t} P(t)\,dt, \qquad (1)$$

где $2\Delta t$ – интервал осреднения реализации $P(t)$, скользящий от начала к концу интервала T.

Данный алгоритм обеспечивает практически возможность центрирования процесса $P(t)$. Вместо исходного случайного процесса $P(t)$ рассматривается центрированный случайный процесс (рис.1, б)

$$P_0(t) = P(t) - m(t). \qquad (2)$$

Центрированный стационарный случайный процесс с постоянным математическим ожиданием, равным нулю, в аналоговом виде поступает на коррелятор СА-200. Сигнал квантуется по времени, преобразуется в четырехразрядный двоичный сигнал посредством аналого-цифрового преобразователя, а затем фиксируется запоминающей системой. В корреляторе вычисляются 200 значений нормированной АКФ по алгоритму

$$R_{xx}(\tau) = \frac{1}{T-\tau}\int_0^{T-\tau} x(t)\,x(t-\Delta\tau)\,d\tau, \qquad (3)$$

где T и $\Delta\tau$ – время усреднения и задержки соответственно.

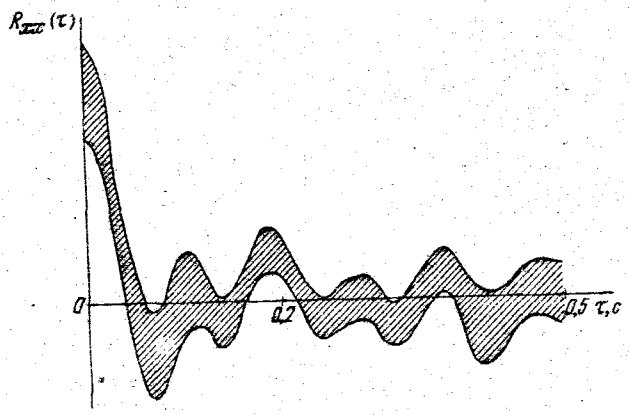


Рис.2. Область нормированных автокорреляционных функций мощности (комбайн КШ-1КГ, шахта Юнь-Яга)

Значения координат точек нормированной АКФ в виде электрических сигналов определенной величины подаются на вход графопостроителя ПДС-021М (рис.2). Усреднение реализаций производится за интервал времени, существенно меньший периода нестационарности.

В случае ограниченности длины кадра, связанной со сложностью проведения эксперимента по замеру нагрузки в забое, используют искусственный прием, при котором конец кадра замыкается с его началом. Так получают псевдослучайный процесс, удовлетворяющий принятой модели сигнала (2).

Масштаб по оси времени АКФ

$$\tau = \Delta\tau\, v_{пр} N / k_t ,$$

где $\Delta\tau$ – время сдвига для нахождения значений АКФ; $v_{пр}$ и k_t – скорость протяжки осциллограммы в шлейфовом осциллографе и в лентопротяжном механизме; N – число значений АКФ.

Полученные АКФ можно отнести к некоторому классу. В качестве такого класса выделим процессы, у которых основная доля энергии сосредоточена в области низких частот [5].

АКФ аппроксимируются аналитическими выражениями по критерию минимума среднеквадратической ошибки. Вид АКФ и их аналитических выражений зависит от ряда факторов: схемы набора резцов, скорости подачи и типа комбайна, горно-геологических условий и др. В зависимости от сочетания этих факторов виды аналитических выражений могут меняться.

Аппроксимирующие функции получены по следующим аналитическим выражениям:

$$R_{xx}(\tau) = D e^{-\alpha|\tau|}(1-\alpha|\tau|);$$

$$R_{xx}(\tau) = D e^{-\alpha|\tau|}\cos\rho\tau;$$

$$R_{xx}(\tau) = D_1 e^{-\alpha|\tau|} + D_2\cos\rho\tau .$$

Значения АКФ убывают с ростом τ, т.е. корреляционная связь между различными сечениями случайного процесса убывает с увеличением интервала между ними (рис.3). Графики корреляционных функций имеют вид затухающи

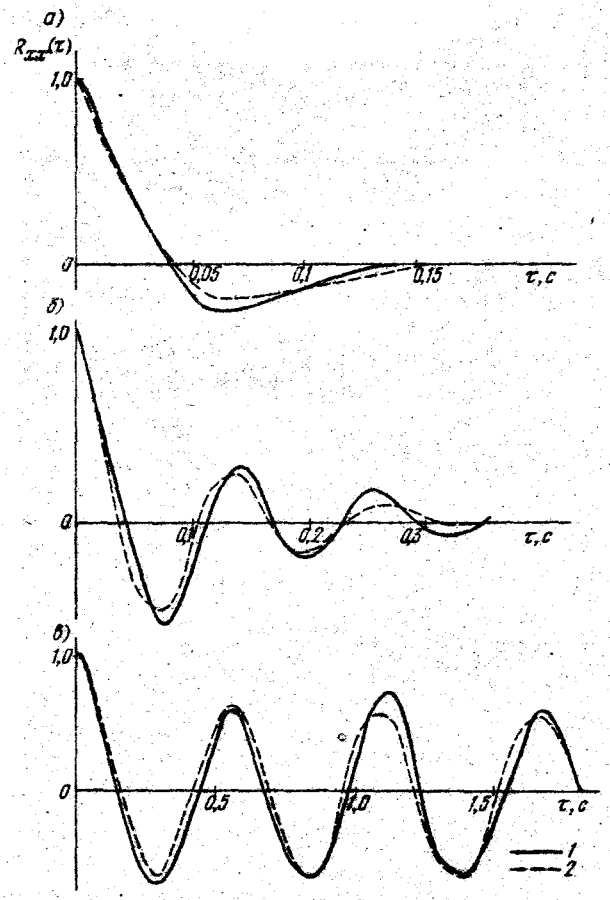


Рис.3. Аппроксимация корреляционных функций:
а – шахта Полысаевская – $R_{xx}(\tau) = 1\,e^{-21,9|\tau|}(1-21,9|\tau|)$;
б – шахта Воргашорская – $R_{xx}(\tau) = 1\,e^{-10,2|\tau|}\cos 4,6|\tau|$;
в – шахта Заполярная – $R_{xx}(\tau) = 0,375e^{-8,36|\tau|} + 0,625\cos 11,7\,\tau$
1 – нормированные АКФ; 2 – аппроксимирующие функции

гармонических колебаний. Вид этих кривых указывает на наличие периодичности в структуре случайного процесса. Получение отрицательных значений $R_{xx}(\tau)$ на части интервала изменения $R_{xx}(\tau)$ указывает, что положительным отклонениям от математического ожидания в одном сечении соответствуют отрицательные в другом.

Параметр α определяет быстроту затухания амплитуды колебания корреляционной функции, ρ – период этого колебательного процесса, D характеризует вклад по дисперсии каждой составляющей уравнения АКФ. Погрешность аппроксимации для данных типов уравнений не превышает 10 %.

При аппроксимации корреляционных функций необходимо задаваться начальными приближениями параметров α и ρ:

$$\alpha_{10} = \frac{1}{\tau_{j1}} \ln \frac{R_{j0}}{R_{j1}}; \quad \rho = 2\pi/\tau_{j1},$$

где τ_{j1} – средний период (по переменной τ) корреляционной функции; R_{j0} и R_{j1} – значения корреляционных функций соответственно для τ_{j0} и τ_{j1}; индекс j_0 такой, что $\tau_{j0} = 0$.

Выполняя прямое преобразование Фурье, из уравнений (4) получим соответствующие спектральные плотности

$$S_{xx}(\omega) = \frac{2D\alpha\omega^2}{\pi(\alpha^2+\omega^2)^2};$$

$$S_{xx}(\omega) = \frac{D\alpha(\alpha^2+\omega^2+\rho^2)}{\pi\left[(\omega^2-\alpha^2-\rho^2)^2+4\alpha^2\omega^2\right]};$$

$$S_{xx}(\omega) = \frac{D_1\alpha}{\pi(\alpha^2+\omega^2)} + \frac{1}{2}D_2\left[\delta(\omega-\rho)+\delta(\omega+\rho)\right].$$

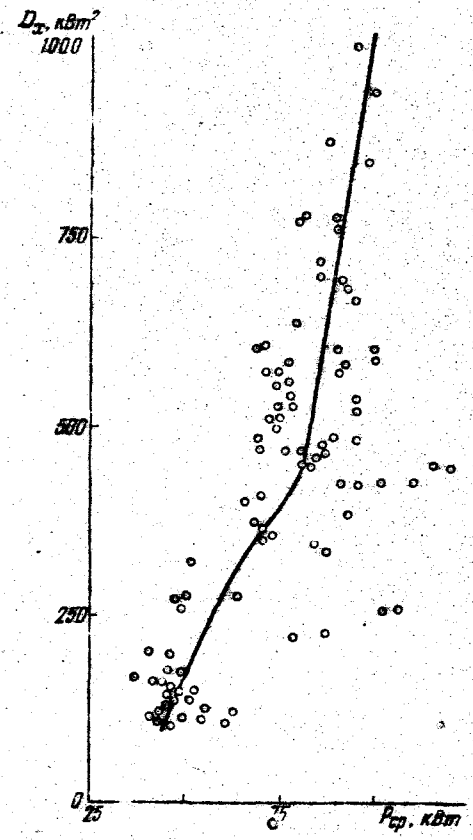


Рис.4. Зависимость дисперсии от среднего уровня нагрузки (комбайн КШ-1КГ, шахта им. С.М.Кирова)

Первичный анализ полученных данных показал, что в спектре нагрузок комбайнов КШ-1КГ, КШ-3М и 2К-52 преобладают частоты, лежащие в диапазоне 1,5–8 Гц. Анализ выражений (4) показал, что основной вклад по дисперсии приходится на экспоненциально-косинусные составляющие (шахты им.С.М.Кирова, Полысаевская, Воргашорская, Воркутинская). Для шахт Заполярная, Юнь-Яга значительный вклад по дисперсии (30–40%) приходится также на экспоненциальные составляющие, обусловленные изменчивостью прочностных свойств угля вдоль лавы, и неслучайные периодические составляющие, связанные с врубанием вынеков. С увеличением уровня среднего уровня нагрузки растет вклад экспоненциальной составляющей, а вклад периодической составляющей снижается.

Коэффициент затухания корреляционных функций изменяется в пределах 1–25 $с^{-1}$.

Установлен характер изменения дисперсии нагрузки (рис.4) в функции ее среднего значения. С увеличением среднего уровня нагрузки дисперсия растет. При изменчивости свойств пласта, наличии включений, породных прослойков наблюдается разброс нагрузки по дисперсии. При перегрузках дисперсия увеличивается более интенсивно.

Уточнение этих зависимостей с учетом изменений свойств разрушаемого пласта является задачей дальнейших исследований.

ЛИТЕРАТУРА

1. Винокуров Ю.В., Нурханов Ш.С., Перепонов В.И., Фолдерт Л.М., Черноус Б.А. Определение статистических характеристик процессов нагружения землеройно-транспортных машин методом суперпозиции. - В кн.: Вопросы унификации методов расчетов в машиностроении. Труды ВНИИНМАШ, 1973, вып. 15.

2. ГОСТ 23604-79. Надежность в технике. Статистическая оценка нагруженности машин и механизмов. Методы обработки данных о нагруженности. М., Изд-во стандартов, 1979.

3. Докукин А.В., Красников Ю.Д., Хургин З.Я., Шмарьян Е.М. Корреляционный анализ нагрузок выемочных машин. М., Наука, 1969.

4. Классификация силовых воздействий на машины как динамические системы. М., изд. ВНИИНМАШ, 1980.

5. Клоков Ю.Л., Журавлев Л.В. Метод оценки условного времени затухания корреляционных функций некоторого класса случайных процессов. - Автоматика и телемеханика, 1985, № 10.

6. Метод оценки качества ремонта комбайнов и эффективности их эксплуатации в Воркутинском бассейне. Отчет ЛГИ. Руководитель работы М.Д.Коломийцов. № ГР 79049529. Л., 1979.

7. Метод оценки качества ремонта комбайнов и эффективности их эксплуатации в Воркутинском бассейне. Отчет ЛГИ. Руководитель работы М.Д.Коломийцов. № ГР 79049529. Л., 1981.

8. ОСТ 12.44.109-79. Машины очистные. Комбайны. Выбор спектров эксплуатационной нагруженности трансмиссий. М., Изд. Минуглепрома СССР, 1979.