

ФУНКЦИЯ ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПОМЕХИ КАК ИНДИКАТОР ДЛЯ ВЫЯВЛЕНИЯ СТЕПЕНИ РАЗВИТИЯ НЕИСПРАВНОСТИ ШТАНГОВОЙ ГЛУБИННОЙ НАСОСНОЙ УСТАНОВКИ

Введение

Известно, что системы контроля и управления нефтяными скважинами, эксплуатируемыми штанговыми глубинными насосными установками (ШГНУ), в первую очередь должны контролировать такие технологических параметры, как динамограмма, динамический уровень жидкости, ваттметрограмма, потребляемый ток, частота качаний, влияние газового фактора, давление на устье скважины, суточная производительность скважины. При этом функции управления должны обеспечивать дистанционное включение и отключение приводного электродвигателя, аварийное отключение установки, периодический режим эксплуатации, плавный пуск и плавное регулирование скорости вращения электродвигателя с помощью преобразователя частоты [1–4]. В этом случае удается избежать возникновения таких дефектов, как прихват плунжера, утечка нагнетательного клапана (УНК), УНК и труб; утечка приемного клапана (УПК), течь в насосных трубах, ослабление, приводящее к обрыву штанг. Однако основной и первоочередной функцией этих систем должно быть выявление начала скрытого периода зарождения неисправности, а также определение степени развития неисправностей, приводящих к появлению перечисленных дефектов. В настоящее время обнаружение и сигнализация неисправности происходит при явно выраженной форме дефекта. Поэтому своевременное решение этой задачи позволит избежать возникновения аварийных ситуаций [5–13].

В то же время известно, что работа любой автоматизированной системы управления связана со случайными вариациями протекающих в ней процессов, например, случайными моментами поступления информации и запросов, случайными моментами возникновения неисправностей, дефектов, отказов элементов комплекса технических средств, ошибками операторов и т.п., т.е. с возникновением в ней случайного процесса [14]. Поэтому уже при проектировании систем автоматизации необходимо предусмотреть наличие в математическом и программном обеспечении алгоритмов раннего обнаружения неисправности и динамики ее развития с использованием аппарата теории случайных процессов. При этом известно, что появление различных дестабилизирующих факторов, таких как дефекты, износы, коррозии, трещины, поломки и другие неисправности оборудования, устройства, конструкций, двигателя, механизма, мотора, насоса и т.д., сопровождается возникновением случайной помехи, которая накладывается на случайный полезный сигнал и искажает его. В работах [5–13] показано, что вычисление значений характеристик помехи позволяет на ранней стадии установить наличие неисправности в техническом состоянии нефтяного оборудования. Так как среди всех характеристик случайной помехи наиболее информативной и исчерпывающей является функция плотности распределения, то в настоящей публикации предлагаются алгоритмы и технологии использования функции плотности распределения помехи как индикатора для выявления степени развития неисправности ШГНУ.

Постановка задачи

Известно, что станок-качалка — один из типов наземных приводов штанговых глубинных насосов (ПШГН) нефтегазового оборудования и используется как механический привод к нефтяным скважинным штанговым насосам. Для контроля и управления станком-качалкой для нефтяных скважин, эксплуатирующихся штанговыми глубинными насосами, на Биби-Эйбатском месторождении г. Баку разработан комплекс, который выполняет функции измерения, noise-мониторинга, робастного контроля, диагностики и управления. Комплекс оснащен системой следующих датчиков: датчик усилия, датчик угла поворота кривошипа станка-качалки, датчик устьевого давления, датчик затрубного давления, скважинный контроллер, преобразователь частоты, радиопередатчик, датчик оборотов ротора электродвигателя, датчики ваттметрирования.

На основании информации, получаемой от датчика усилия, строятся динамограммы, которые позволяют технологу эвристически определить вид неисправности, когда она приобретает явно выраженную форму: прихват плунжера, УНК, УНК и труб, УПК, течь в насосных трубах, ослабление, приводящее к обрыву штанг. Каждой из этих неисправностей соответствует определенный вид динамограммы. Поэтому на первом этапе для выявления перечисленных дефектов необходимо произвести идентификацию каждого из неисправных состояний. Эта задача решается мастером или оператором эвристически на основании визуального наблюдения.

В то же время при возникновении неисправностей в ШГНУ уже на начальном этапе сигнал, поступающий от датчика усилия, оказывается зашумленным помехой $E(t)$ [13–15]. Поэтому на ранней стадии зарождения дефекта для выявления степени неисправности следует вычислить функцию плотности распределения помехи, так как она является более полной характеристикой случайного зашумленного сигнала [12, 13]. Учитывая это, в данной работе рассматривается возможность применения функции плотности распределения помехи как индикатора для выявления начала развития неисправности ШГНУ.

Пусть от датчика усилия ШГНУ поступает дискретизированный зашумленный сигнал $G(t) = X(t) + E(t)$, состоящий из полезной составляющей $X(t)$ и помехи $E(t)$, свидетельствующей о появлении технической неисправности. Сигналы $X(t)$, $E(t)$, $G(t)$ являются случайными стационарными эргодическими процессами, и помеху $E(t)$ невозможно выделить из $G(t)$. Сигнал $G(t)$ дискретизирован шагом Δt , выбранным в соответствии с условием $\Delta t = 1/2\omega_\varepsilon$, где ω_ε — частота среза помехи.

Для простоты изложения рассмотрим один дискретизированный случайный процесс $G(\Delta t)$, для которого можно вычислить такие характеристики: математическое ожидание m_G , дисперсию D_G , среднее квадратическое отклонение σ_G , корреляционную функцию $R_{GG}(\tau)$ по формулам [12–15]:

$$m_G = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N G(i\Delta t),$$
$$D_G = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [G(i\Delta t)]^2,$$
$$\sigma_G = \sqrt{D_G},$$

$$R_{GG}(\mu) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overset{\circ}{G}(i\Delta t) \overset{\circ}{G}((i+\mu)\Delta t), \quad (1)$$

где $\overset{\circ}{G}(t) = G(t) - m_G$, $\mu=0, \Delta t, 2\Delta t, 3\Delta t, \dots$ — временной сдвиг.

Поскольку стационарная случайная помеха $E(t)$ эргодическая, то ее математическое ожидание m_E и среднее квадратическое отклонение σ_E имеют одно и то же значение для любой случайной функции, входящей в совокупность. При этом известно, что шумы носят случайный характер и представляют собой более высокочастотную по сравнению с полезным сигналом случайную функцию со случайной амплитудой и фазой. Кроме того, традиционно предполагают, что помеха является белым шумом и описывается нормальным законом распределения с нулевым математическим ожиданием [12, 13]. Поэтому функцию плотности нормального распределения гауссовой помехи $E(t)$ можно определить по выражению [12, 13]

$$N(\varepsilon; m_E, \sigma_E) = N(\varepsilon),$$

$$N(\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_E^2}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma_E^2}}. \quad (2)$$

Вычисление функции плотности нормального распределения помехи $N(\varepsilon)$ позволяет определить степень неисправности, так как различным степеням неисправности соответствуют различные виды кривой $N(\varepsilon)$. Именно это свойство кривой распределения позволяет использовать ее как сверхчувствительную характеристику оценки технического состояния ШГНУ.

Если составить матрицу информативных признаков, элементами которой являются функции плотности распределения, их максимальные значения и точки перегиба, то очевидно, что по комбинациям этих значений можно регистрировать начало неисправности и принимать меры по ее устранению. Это позволит избежать аварийных ситуаций. Поэтому ниже предлагается статистические noise-методы выявления степени неисправности ШГНУ с помощью функции плотности распределения $N(\varepsilon)$ помехи $E(t)$ зашумленного сигнала $G(t)$ как чувствительного индикатора степени неисправности ШГНУ.

Статистические noise-методы индикации начала неисправности ШГНУ с помощью функции плотности распределения помехи

Из формулы (2) очевидно, что функция нормального распределения $N(\varepsilon)$ помехи $E(t)$ зашумленного сигнала $G(t)$ характеризуется двумя параметрами: математическим ожиданием m_E и средним квадратическим отклонением $\sigma_E = \sqrt{D_E}$ (или корнем квадратным из дисперсии). Так как помеха $E(t)$ распределена по нормальному закону с нулевым средним $m_E = 0$, задача сводится к вычислению только параметра σ_E . Для этого воспользуемся выражением (1) для вычисления корреляционной функции $R_{GG}(\mu)$ случайного зашумленного стационарного сигнала $G(t)$, обладающего свойством эргодичности [13–15]. Учитывая, что исходный сигнал $X(t)$ и помеха $E(t)$ некоррелированы, т.е.

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overset{\circ}{X}(i\Delta t) \overset{\circ}{E}((i+\mu)\Delta t) = 0, \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overset{\circ}{E}(i\Delta t) \overset{\circ}{X}((i+\mu)\Delta t) = 0,$$

можно записать [12, 13]

$$R_{GG}(\mu) = R_{XX}(\tau) + R_{EE}(\mu). \quad (3)$$

На практике для инфранизкочастотных медленно протекающих технологических процессов, таких как нефтепереработка, нефтехимия, когда $\mu = \Delta t$ значительно (многократно) мало по сравнению со временем наблюдения T , помеха $E(t)$ формируется из высокочастотных спектров в результате возникновения таких неисправностей, как износ, коррозия, нагарообразование и т.д., и имеет более высокий спектр, чем сама полезная составляющая $X(t)$. Значение же полезной составляющей за промежуток времени Δt не успевает измениться, и $X(t + \Delta t)$ совпадает со значением $X(t)$, т.е.

$$X(t + \Delta t) = X(t). \quad (4)$$

Это равенство выполняется для случаев, когда T составляет, например, 30–50 часов, а Δt — секунды или минуты. В этом случае шаг дискретизации Δt выбирается исходя из спектра помехи $E(t)$, а не полезной составляющей $X(t)$, т.е. $\Delta t = 1/2\omega_{\varepsilon}$, где ω_{ε} — частота среза помехи.

Очевидно, что строгое равенство (4) справедливо не для всех реальных процессов, а для таких, как нефтепереработка, нефтехимия. Для остальных технологических процессов допустимо приближенное равенство. Тогда для указанных производственных объектов при выполнении условия (4) отношение $R_{XX}(\mu = \Delta t)/R_{XX}(0)$ равно единице, т.е. [12, 13]: $R_{XX}(\mu = \Delta t) = R_{XX}(0)$.

В то же время в силу того, что случайная помеха $E(t)$ возникает при суммировании независимых белых шумов, время ее корреляции $\mu = 0$, и корреляционная функция $R_{EE}(\mu)$ представляет собой δ -функцию [15], т.е.

$$R_{EE}(\mu) = \begin{cases} R_{EE}(\mu) & \text{при } \mu = 0, \\ 0 & \text{при } \mu \neq 0. \end{cases} \quad (5)$$

Поэтому, если вычислить оценку корреляционной функции $R_{GG}(\mu)$ зашумленного сигнала при $\mu = 0$, получим

$$R_{GG}(\mu = 0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overset{\circ}{G}(i\Delta t) \overset{\circ}{G}(i\Delta t) = R_{XX}(\mu = 0) + R_{EE}(\mu = 0) = D_X + D_E, \quad (6)$$

где D_X , D_E — дисперсии соответственно полезного сигнала и помехи.

При достаточно малом по сравнению со временем наблюдения T временном интервале $\mu = \Delta t$ оценка автокорреляционной функции $R_{GG}(\mu = \Delta t)$ зашумленного сигнала $G(t)$ приобретает вид

$$R_{GG}(\mu = \Delta t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overset{\circ}{G}(i\Delta t) \overset{\circ}{G}((i+1)\Delta t) = R_{XX}(\mu = \Delta t) + R_{EE}(\mu = \Delta t).$$

Если найти разницу между оценками автокорреляционной функции зашумленного сигнала $G(t)$ при $\mu = 0$ и $\mu = \Delta t$, то с учетом выражений (3)–(6) получим $R_{GG}(\mu = 0) - R_{GG}(\mu = \Delta t) = R_{EE}(\mu = 0)$. Отсюда следует, что оценку дисперсии D_E^* помехи $E(t)$ зашумленного сигнала $G(t)$ можно вычислить по выражению $D_E^* = R_{GG}(\mu = 0) - R_{GG}(\mu = \Delta t)$. В более ранних работах [10, 11] также были предложены формулы вычисления дисперсии помехи для более общего случая, когда $E(t)$ не является белым шумом, а $R_{EE}(\mu)$ — δ -функцией. Эту формулу можно использовать и для вычисления функции плотности распределения помехи: $D_E^* = R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t)$. Следовательно, среднеквадратическое отклонение σ_E^* помехи $E(t)$ можно вычислить для частного и общего случаев соответственно по выражениям [10–13]

$$\sigma_E^* = \sqrt{D_E^*} = \begin{cases} \sqrt{R_{GG}(\mu = 0) - R_{GG}(\mu = \Delta t)} & \text{— частный случай (ЧЧС),} \\ \sqrt{R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t)} & \text{— общий случай (ООС).} \end{cases} \quad (7)$$

Тогда функцию плотности нормального распределения $N(\varepsilon, m_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$ помехи $E(t)$ зашумленного сигнала $G(t)$ с математическим ожиданием $m_E = 0$ с учетом формулы (2) можно найти по выражению [12, 13]

$$N^*(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi}} e^a = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot (R_{GG}(0) - R_{GG}(\Delta t))}} e^b & \text{— ЧС,} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot (R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t))}} e^c & \text{— ОС,} \end{cases} \quad (8)$$

где $a = -\frac{\varepsilon^2}{2(\sigma_\varepsilon^*)^2}$, $b = -\frac{\varepsilon^2}{2(R_{GG}(0) - R_{GG}(\Delta t))}$, $c = -\varepsilon^2 / (2(R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t)))$.

Максимум функции плотности распределения $N_{\max}(\varepsilon)$ помехи $E(t)$ зашумленного сигнала $G(t)$ с учетом условия $m_E = 0$ и выражений (7), (8) можно представить в виде [10–13]

$$N_{\max}^*(0) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi}} = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot (R_{GG}(0) - R_{GG}(\Delta t))}} & \text{— ЧС,} \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi \cdot (R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t))}} & \text{— ОС.} \end{cases}$$

С учетом условия $m_E = 0$ и формулы (7) координаты точек перегиба $\left(-\sigma_\varepsilon^*; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}}\right)$ и $\left(\sigma_\varepsilon^*; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}}\right)$ функции плотности распределения помехи вычисляются по формулам [10–13]:

- для первой точки по оси абсцисс:

$$A1 = \begin{cases} -\sqrt{(R_{GG}(0) - R_{GG}(\Delta t))} & \text{— ЧС,} \\ -\sqrt{(R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t))} & \text{— ОС;} \end{cases}$$

- для второй точки по оси абсцисс:

$$A_2 = \begin{cases} \sqrt{(R_{GG}(0) - R_{GG}(\Delta t))} & \text{— ЧС,} \\ \sqrt{(R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t))} & \text{— ОС;} \end{cases}$$

- для первой и второй точек по оси ординат:

$$O = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2(R_{GG}(0) - R_{GG}(\Delta t))\pi e}} & \text{— ЧС,} \\ \frac{1}{\sqrt{2(R_{GG}(\mu = 0) - 2R_{GG}(\mu = \Delta t) + R_{GG}(\mu = 2\Delta t))\pi e}} & \text{— ОС.} \end{cases}$$

Таким образом, разработаны алгоритмы вычисления функции плотности распределения $N^*(\varepsilon)$, ее максимума $N_{\max}^*(0)$, а также точек перегиба $\left(-\sigma_\varepsilon^*; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}}\right)$ и $\left(\sigma_\varepsilon^*; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}}\right)$ нормально распределенной помехи $E(t)$ с математическим ожиданием $m_E = 0$ зашумленного сигнала $G(t)$, которые используются как индикаторы определения степени неисправности ШГНУ.

Анализ степени неисправности ШГНУ с помощью функции плотности распределения помехи

Исследования показали, что на ранней стадии степень таких неисправностей ШГНУ, как прихват плунжера, УНК, УНК и труб, УПК, течь в насосных трубах, степень обрыва штанги, можно определить в результате вычисления функции плотности распределения помехи зашумленного сигнала, поступающего от датчика усилия. В результате анализа этого сигнала сделаны следующие выводы.

На начальной стадии неисправности графики динамограмм сигналов усилия визуально имеют одинаковую форму. Поэтому эти характеристики не позволяют в явном виде оценить степень величины неисправности (рис. 1, *a* — прихват плунжера; *b* — утечка нагнетательного клапана; *в* — утечка нагнетательного клапана и труб; *г* — утечка приемного клапана; *д* — течь в насосных трубах; *е* — степень обрыва штанги). Графики же плотностей распределения помехи даже при незначительных изменениях резко меняют свой вид (табл. 1). Например, для более слабой помехи, которая появляется на начальной стадии дефекта, график плотности распределения помехи имеет более вытянутый вид. По мере увеличения степени неисправности она принимает все более плоскую форму. При высокой степени неисправности график плотности распределения помехи приобретает распластанную форму. Поэтому различие функций плотности распределения помехи для каждого фиксированного дефекта может использоваться как информативный признак степени данного вида неисправности.

Для мониторинга технического состояния ШГНУ и определения степени неисправности можно использовать как графические изображения функций плотности распределения помехи, так и их численные значения. Для этого создается банк данных, состоящий из банка данных графических изображений и банка данных дискретных значений функций плотности распределения помехи. Экспериментальные исследования показали, что для удобства запоминания и хранения численных значений достаточно ограничиться максимальными значениями и координатами точек перегиба, т.е. для каждого случая требуется запоминать всего четыре значения закона распределения.

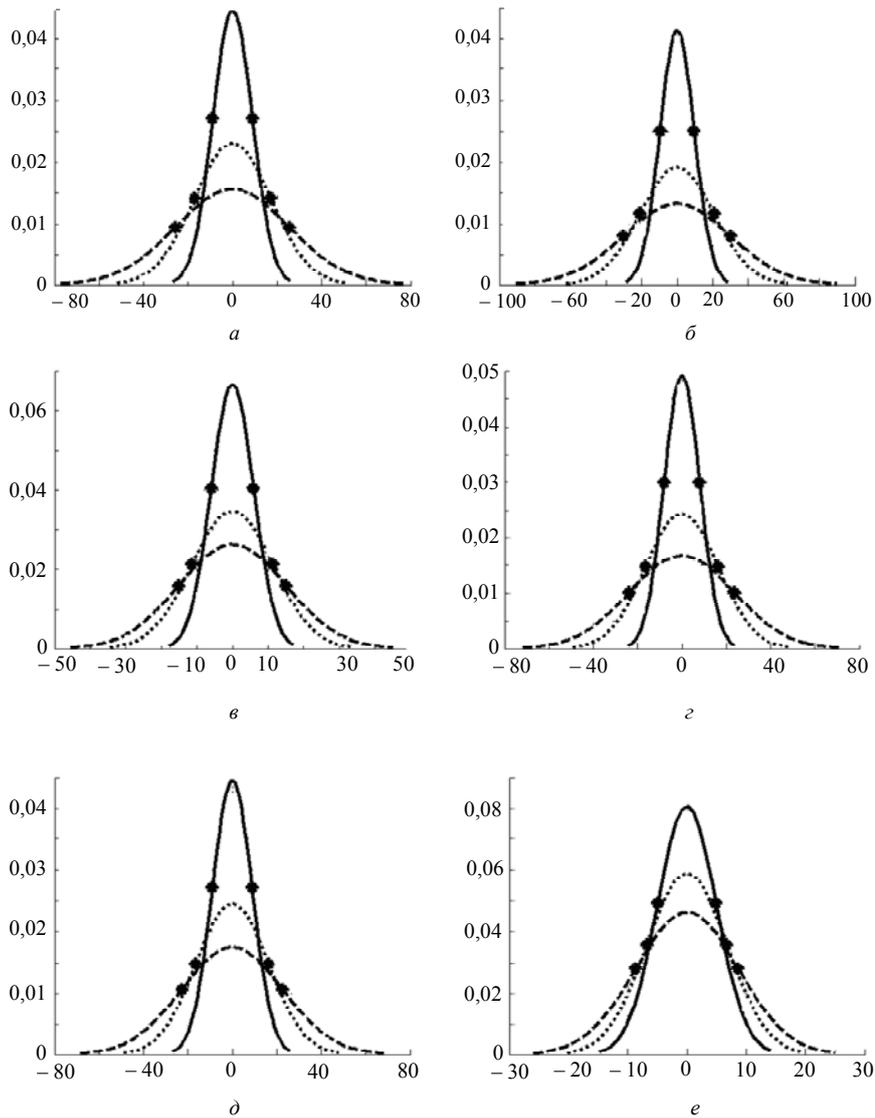


Рис. 1

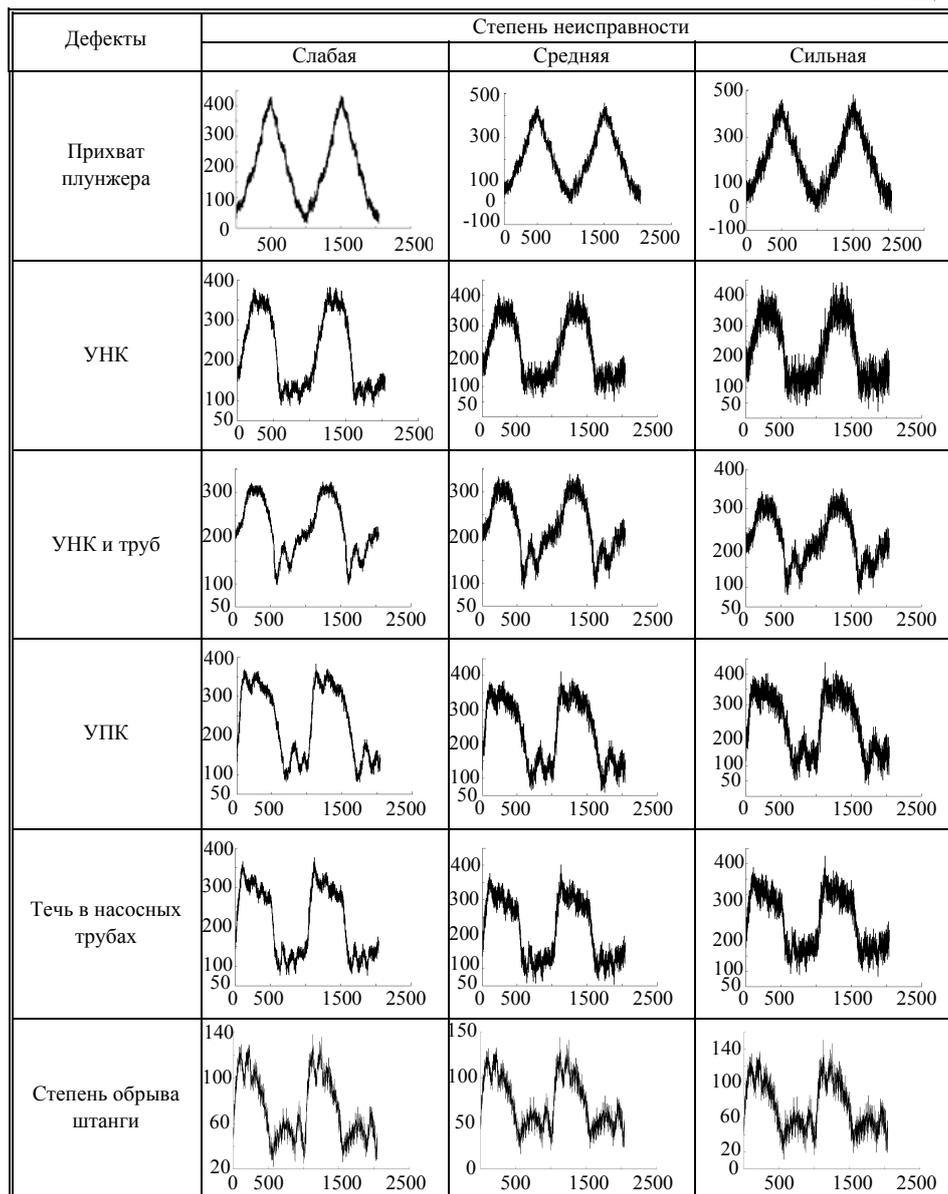
Банк данных графических изображений состоит из множеств графических изображений функций плотности распределения помехи, соответствующих различным степеням: прихвата плунжера, УНК, УНК и труб, УПК, течи в насосных трубах, обрыва штанги.

Банк данных численных значений состоит из множеств максимальных значений и точек перегиба функций плотности распределения помехи, соответствующих различным степеням: *a* — прихват плунжера; *б* — УНК; *в* — УНК и труб; *г* — УПК; *д* — течи в насосных трубах; *е* — обрыв штанги.

Таким образом, в процессе контроля технического состояния ШГНУ по комбинациям перечисленных характеристик можно определить степень возникшей неисправности, при этом каждый из графиков функций плотности распределения соответствует определенной степени каждой из неисправностей.

Ниже приводятся графические изображения динамограмм (см. рис. 1) зашумленных сигналов датчика усилия, а также функции плотностей распределения помех для различных дефектов и соответствующих степеней неисправности (см. табл. 1). Сплошная, пунктирная и штриховая линии обозначают слабую, среднюю и сильную степень неисправности соответственно.

Таблица 1



Ниже приводятся численные значения максимумов и точек перегиба функций плотностей распределения для следующих дефектов и соответствующих степеней неисправности (табл. 2).

Таблица 2

| Дефекты | Степень неисправности | σ_E^* | $N_{\max}^*(0)$ | Точки перегиба | | |
|------------------|-----------------------|--------------|-----------------|----------------|---------|--------|
| | | | | $A1$ | $A2$ | O |
| Прихват плунжера | Слабая | 8,9492 | 0,0446 | - 8,9492 | 8,9492 | 0,0270 |
| | Средняя | 17,3004 | 0,0231 | - 17,3004 | 17,3004 | 0,0140 |
| | Сильная | 25,7377 | 0,0155 | - 25,7377 | 25,7377 | 0,0094 |
| УНК | Слабая | 9,6750 | 0,0412 | - 9,6750 | 9,6750 | 0,0250 |
| | Средняя | 20,8624 | 0,0191 | - 20,8624 | 20,8624 | 0,0116 |
| | Сильная | 30,2549 | 0,0132 | - 30,2549 | 30,2549 | 0,0080 |
| УНК и труб | Слабая | 5,9819 | 0,0667 | - 5,9819 | 5,9819 | 0,0405 |
| | Средняя | 11,4768 | 0,0348 | - 11,4768 | 11,4768 | 0,0211 |
| | Сильная | 15,2054 | 0,0262 | - 15,2054 | 15,2054 | 0,0159 |

| Дефекты | Степень неисправности | σ_E^* | $N_{\max}^*(0)$ | Точки перегиба | | |
|------------------------|-----------------------|--------------|-----------------|----------------|---------|--------|
| | | | | $A1$ | $A2$ | O |
| УПК | Слабая | 8,1097 | 0,0492 | - 8,1097 | 8,1097 | 0,0298 |
| | Средняя | 16,4268 | 0,0243 | - 16,4268 | 16,4268 | 0,0147 |
| | Сильная | 23,9175 | 0,0167 | - 23,9175 | 23,9175 | 0,0101 |
| Течь в насосных трубах | Слабая | 8,9467 | 0,0446 | - 8,9467 | 8,9467 | 0,0270 |
| | Средняя | 16,3166 | 0,0245 | - 16,3166 | 16,3166 | 0,0148 |
| | Сильная | 22,8565 | 0,0175 | - 22,8565 | 22,8565 | 0,0106 |
| Степень обрыва штанги | Слабая | 4,9412 | 0,0807 | - 4,9412 | 4,9412 | 0,0490 |
| | Средняя | 6,7696 | 0,0589 | - 6,7696 | 6,7696 | 0,0357 |
| | Сильная | 8,6224 | 0,0463 | - 8,6224 | 8,6224 | 0,0281 |

Заключение

Разработаны noise-алгоритмы выявления степени неисправности ШГНУ с помощью функции плотности распределения помехи случайного сигнала, поступающего от датчика усилия. Рассмотрены возможности применения предложенных алгоритмов для индикации таких дефектов, как прихват плунжера, УНК, УНК и труб, УПК, течь в насосных трубах, ослабление, приводящее к обрыву штанг.

Для этого создан графический и цифровой банки данных в виде рисунка и двух таблиц. Основными характеристиками этих банков данных являются: среднеквадратическое отклонение, максимум функции плотности распределения помехи, первая и вторая точки перегиба по оси абсцисс, точка перегиба по оси ординат.

Использование разработанных алгоритмов в автоматизированной системе управления нефтяными скважинами позволяет определить момент, когда необходимо провести соответствующий ремонт и таким образом избежать возникновения аварийных ситуаций.

Т.А. Алиев, Н.Ф. Мусаева, М.Т. Сулейманова

ФУНКЦІЯ ЩІЛЬНОСТІ РОЗПОДІЛУ ПЕРЕШКОДИ ЯК ІНДИКАТОР ДЛЯ ВИЯВЛЕННЯ СТУПЕНЯ РОЗВИТКУ НЕСПРАВНОСТІ ШТАНГОВОЇ ГЛИБИННОЇ НАСОСНОЇ УСТАНОВКИ

Показано, що функція щільності розподілу перешкоди зашумленого випадкового сигналу — найбільш повна та вичерпна характеристика виявлення початкового періоду зародження і ступеня розвитку несправностей. Розроблено алгоритми та технології застосування цієї характеристики перешкоди сигналу, що надходить від датчика підсилювача, для запобігання появи дефектів штангових глибинних насосних установок.

T.A. Aliev, N.F. Musaeva, M.T. Suleymanova

DENSITY FUNCTION OF NOISE DISTRIBUTION AS AN INDICATOR FOR IDENTIFYING THE DEGREE OF FAULT GROWTH IN SUCKER ROD PUMPING UNIT (SRPU)

We demonstrate that the distribution density function for the noise of a noisy random signal is the most comprehensive characteristic for identifying the initial period and the degree of fault growth. We develop algorithms and technologies to use this characteristic of the noise of the signal from the force transducer for preventing faults of sucker rod pumping units.

1. *Комплексная система управления и автоматизация штанговых скважинных насосных установок (ШСНУ) // ООО «Л-Старт». — <http://www.l-start.ru/upload/iblock/eb4/eb4aa41d0a4aaf3de4c8a982f7259fae.pdf>*
2. *Максимов В.М. О современном состоянии нефтедобычи, коэффициенте извлечения нефти и методах увеличения нефтеотдачи // Бурение и нефть. — 2011. — № 2. — <http://burneft.ru/archive/issues/2011-02/6>*
3. *Ибатуллин Р.Р., Ибрагимов Н.Г., Тахаутдинов Ш.Ф., Хисамов Р.С. Увеличение нефтеотдачи на поздней стадии разработки месторождений. — М.: Недра, 2004. — 292 с.*
4. *Лысенко В.Д., Грайфер В.И. Рациональная разработка нефтяных месторождений. — М.: Недра, 2005. — 607 с.*
5. *Алгоритмы диагностики неисправностей штанговых глубинно-насосных установок / Т.А. Алиев, О.Г. Нусратов, Г.А. Гулуев, Ас.Г. Рзаев, Ф.Г. Пашаев, М.Г. Ризванов, А.Б. Керимов // Мехатроника, автоматизация, управление. — 2015. — 16, № 5. — С. 314–320.*
6. *Система контроля, диагностики и робастного управления закачкой воды в пласт / Т.А. Алиев, О.Г. Нусратов, Ас.Г. Рзаев, Г.А. Гулуев, Ф.Г. Пашаев // VI ALL-Ukrainian Scientific-Practical conference «Informatics and Systems sciences», Poltava. — 2015. — P. 16–19.*
7. *Position-binary and spectral indicators of micro changes in the technical states of control objects / T.A. Aliev, G.A. Guluyev, F.H. Pashayev, A. Abbasov, As.H. Rzaev // Automatic Control and Computer Sciences. — 2009. — 49, N 3. — С. 156–165.*
8. *Aliev T.A., Guluyev G.A., Pashayev F.H., Rzaev As.H. Correlation indicators of microchanges in technical states of control objects // Cybernetics and Systems Analysis. — 2009. — 45, N 4. — P. 655–662.*
9. *System of monitoring of period of hidden transition of compressor station to emergency state / T.A. Aliev, N.F. Musaeva, G.A. Guluyev, U.E. Sattarova, N.E. Rzaeva // Journal of Automation and Information Sciences. — 2011. — 43, N 11. — P. 61–81.*
10. *Aliyev T.A., Musaeva N.F. An algorithm for eliminating microerrors of noise in the solution of statistical dynamics problems // Automation and Remote Control. — 1998. — 59, N 5. — P. 679–688.*
11. *Musaeva N.F. Robust correlation coefficients as initial data for solving a problem of confluent analysis // Automatic Control and Computer Sciences. — 2007. — 41, N 2. — P. 76–87.*
12. *Aliev T.A., Musaeva N.F., Suleymanova M.T., Gazizade B.I. Analytical representation of the density function of normal distribution of noise // Journal of Automation and Information Sciences. — 2015. — 47, N 8. — P. 24–40.*
13. *Aliev T.A., Musaeva N.F., Suleymanova M.T., Gazizade B.I. Technology for calculating the parameters of the density function of normal distribution of the useful component in a noisy process // Ibid. — 2016. — 48, N 4. — P. 35–55.*
14. *Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. — 5-е изд. — М.: КНОРУС, 2013. — 448 с.*
15. *Техническая кибернетика. Кн. 2 / Под ред. В.В. Солодовникова — М.: Машиностроение, 1967. — 682 с.*

Получено 28.09.2016