

Т. А. Алиев¹, д-р техн. наук, академик НАН Азербайджана, директор, telmancyber@gmail.com,

Н. Ф. Мусаева², д-р техн. наук, проф., musanaila@gmail.com,

М. Т. Сулейманова¹, науч. сотр., metanet_suli@yahoo.com,

Б. И. Газызаде¹, мл. науч. сотр., behruz.qazizade@gmail.com,

¹Институт систем управления НАН Азербайджана, Баку,

²Азербайджанский архитектурно-строительный университет, Баку

Чувствительные алгоритмы выявления степени развития неисправности штанговой глубинной насосной установки

Определены дефекты штанговых глубинных насосных установок, степень развития которых на ранней стадии можно выявить с помощью функции плотности распределения помехи зашумленного сигнала. Разработаны алгоритмы ее вычисления. Приведены результаты экспериментов по выявлению степени неисправности прихвата плунжера, утечки нагнетательного клапана, утечки нагнетательного клапана и труб, утечки приемного клапана, течи в насосных трубах, ослабления, приводящего к обрыву штанг.

Ключевые слова: штанговые глубинные насосные установки, степень неисправности, зашумленный процесс, функция плотности распределения помехи

Введение

В настоящее время большую часть мирового потребления топливно-энергетических ресурсов составляет нефть [1]. Однако за долгие годы промышленной разработки нефтяных месторождений их основные эксплуатационные объекты находятся на поздней стадии, которая характеризуется трудноизвлекаемостью остаточных запасов, низким показателем нефтеотдачи и значительным обводнением продукции скважин [2]. На этой стадии добыча нефти осуществляется механизированными способами. Известно [3, 4], что основным способом механизированной добычи является применение штанговых глубинно-насосных установок (ШГНУ) и погружных электроцентробежных насосов (ЭЦН). ШГНУ популярны из-за своей простоты, надежности и возможности применения в широком диапазоне условий эксплуатации [1–4].

Однако из-за уменьшения запасов нефти, увеличения заводнения пластов и простоев скважины за счет несвоевременной диагностики состояния оборудования ШГНУ рентабельность добычи нефти резко падает. Поэтому вопрос качественной и своевременной идентификации состояния ШГНУ является важным звеном в деле обеспечения рентабельности добычи нефти на поздней стадии эксплуатации месторождений. Обнаружение неисправностей ШГНУ на стадии их зарождения и принятие необходимых мер по их устранению обеспечивают необходимый уровень стабилизации добычи нефти [4].

Одним из направлений в этой ситуации является создание и внедрение инновационных технологий и систем, цель которых — повышение рентабельности добычи нефти на поздней стадии эксплуатации месторождения путем повышения достоверности контроля и управления. Проведенные исследования [5–12] показали, что для повышения рентабельности объектов добычи нефти с помощью ШГНУ необходим надежный контроль, диагностика и идентификация. Поэтому в работах [5–12] разработаны позиционно-бинарные и спектральные, а также корреляционные индикаторы микроизменений в технических состояниях объектов контроля, алгоритмы диагностики неисправностей штанговых глубинно-насосных установок, основанные на noise-анализе. В этих работах показано, что появление неисправности отражается в виде помехи на сигнале, поступающем от соответствующего датчика. С помощью вычисления характеристик помехи, которую невозможно выделить из зашумленного сигнала, проводится анализ текущего состояния и выявляется начальный период изменения в техническом состоянии исследуемого технического объекта.

Однако среди этих алгоритмов отсутствуют алгоритмы вычисления функции плотности распределения помехи, которая является более исчерпывающей характеристикой для анализа исследуемого процесса. Исследования показали, что функция плотности распределения помехи чувствительна

даже к малейшим изменениям в техническом состоянии объекта. Поэтому ее можно использовать как сверхчувствительный индикатор для выявления степени неисправности ШГНУ.

1. Постановка задачи

Известно, что станок-качалка является одним из типов наземных приводов штанговых глубинных насосов (ПШГН) нефтегазового оборудования и используется как механический привод к нефтяным скважинным штанговым насосам. Конструкция станка-качалки представляет собой балансирный привод штанговых насосов, состоящий из редуктора и сдвоенного четырехзвенного шарнирного механизма. Для контроля и управления станком-качалкой на Биби-Эйбатском месторождении г. Баку созданы устройство контроля станка-качалки (УКСК), которое осуществляет измерение технологических параметров и обработку динамограмм, и станция управления скважинными штанговыми насосными установками (СУСШНУ), которая позволяет определить начало зарождения наиболее характерных дефектов подземного и наземного оборудования нефтяных скважин, регулировать частоту качаний станка-качалки, а также осуществлять функции защиты электродвигателя. На базе УКСК и СУСШНУ разработан комплекс, который выполняет функции измерения, поise-мониторинга, робастного контроля, диагностики и управления для нефтяных скважин, эксплуатирующихся штанговыми глубинными насосами. 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 (мастеру) эвристически определить вид неисправности, когда она приобретает явно выраженную форму. Могут быть определены следующие неисправности: прихват плунжера; утечка нагнетательного клапана (УНК); утечка нагнетательного клапана и труб; утечка приемного клапана (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 провести идентификацию каждого из неисправных состояний. Эта задача решается мастером или оператором на основании визуального наблюдения.

Однако одной только идентификации недостаточно для диагностики технического состояния ШГНУ на ранней стадии. Диагностику можно считать удовлетворительной, если определить степень опасности данного дефекта. Для этого следует провести помехоанализ сигнала, поступающего от датчика усилия.

В работах [5–12] для выявления неисправностей ШГНУ применяются алгоритмы анализа помехи исследуемых зашумленных сигналов, которые подразумевают вычисление таких характеристик помехи, как дисперсия и среднее квадратическое отклонение, робастные корреляционные функции и робастные спектральные характеристики. Однако на ранней стадии зарождения дефекта более исчерпывающей характеристикой случайного зашумленного сигнала является функция плотности распределения помехи. Так как помеху невозможно выделить из зашумленного сигнала, то построение функции плотности ее распределения является достаточно сложной задачей, требующей разработки специальных алгоритмов [13]. Поэтому в данной работе рассматривается этот вопрос более подробно.

Пусть от датчика усилия поступает зашумленный сигнал $g(t) = x(t) + \varepsilon(t)$, состоящий из полезной составляющей $x(t)$ и помехи $\varepsilon(t)$, свидетельствующей о появлении технической неисправности. Сигналы $x(t)$, $\varepsilon(t)$, $g(t)$ являются случайными стационарными эргодическими процессами, и помеху $\varepsilon(t)$ невозможно выделить из $g(t)$.

Для простоты изложения рассмотрим один случайный процесс $g(t)$, для которого можно вычислить такие характеристики, как математическое ожидание m_g , дисперсия D_g , среднее квадратическое отклонение σ_g , корреляционная функция $R_{gg}(\tau)$, по следующим формулам [13–15]:

$$m_g = \frac{1}{T} \int_0^T g(t) dt;$$

$$D_g = \frac{1}{T} \int_0^T (g(t) - m_g)^2 dt = \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}^2(t) dt;$$

$$\sigma_g = \sqrt{D_g};$$

$$R_{gg}(\tau) = \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \tau) dt,$$

где $\dot{g}(t) = g(t) - m_g$, $\tau = 0, \Delta t, 2\Delta t, 3\Delta t, \dots$ — временной сдвиг.

Функцию плотности распределения $f(g, t)$ случайного зашумленного процесса $g(t)$ можно определить на основе критерия согласия о мере согласованности теоретического и статистического распределений [14].

В то же время при возникновении неисправностей в ШГНУ сигнал, поступающий от датчика усилия, оказывается зашумленным помехой $\varepsilon(t)$ с нормальным распределением (гауссов процесс) [13–15].

Так как стационарная случайная помеха $\varepsilon(t)$ является эргодической, то ее математическое ожидание m_ε и среднее квадратическое отклонение σ_ε имеют одно и то же значение для любой из случайных функций, входящих в совокупность. Поэтому функцию плотности нормального распределения

гауссовой помехи $\varepsilon(t)$ можно определить по выражению [13–15]

$$N(\varepsilon) = N(\varepsilon; m_\varepsilon, \sigma_\varepsilon) = \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon^2} e^{-\frac{(\varepsilon - m_\varepsilon)^2}{2\sigma_\varepsilon^2}}, \quad (1)$$

где m_ε — среднее значение помехи; σ_ε^2 — стандартное (среднеквадратичное) отклонение помехи.

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 определить моменты, когда необходимо провести профилактические работы, текущий или капитальный ремонт. Поэтому ниже предлагается технология определения функции плотности распределения $N(\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$ как сверхчувствительного индикатора степени неисправности ШГНУ.

2. Разработка сверхчувствительных алгоритмов выявления степени неисправности ШГНУ с помощью функции плотности распределения помехи

Из формулы (1) очевидно, что функция нормального распределения $N(\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$ характеризуется двумя параметрами: математическим ожиданием m_ε и средним квадратическим отклонением $\sigma_\varepsilon = \sqrt{D_\varepsilon}$ (или корнем квадратным из центрального момента второго порядка). Так как помеха $\varepsilon(t)$ распределена по нормальному закону с нулевым средним $m_\varepsilon \approx 0$, то задача сводится к вычислению только параметра σ_ε . Для этого воспользуемся выражением для вычисления корреляционной функции $R_{gg}(\tau)$ зашумленного сигнала $g(t)$.

Известно, что для стационарного случайного сигнала $g(t)$, обладающего свойством эргодичности, корреляционная функция вычисляется по выражению [13–15]

$$\begin{aligned} R_{gg}(\tau) &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \tau) dt = \frac{1}{T} \int_0^T (\dot{x}(t) + \varepsilon(t)) \times \\ &\quad \times (\dot{x}(t + \tau) + \varepsilon(t + \tau)) dt = \\ &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{x}(t) \dot{x}(t + \tau) dt + \frac{1}{T} \int_0^T \dot{x}(t) \varepsilon(t + \tau) dt + \\ &\quad + \frac{1}{T} \int_0^T \varepsilon(t) \dot{x}(t + \tau) dt + \frac{1}{T} \int_0^T \varepsilon(t) \varepsilon(t + \tau) dt, \end{aligned}$$

где центрированные значения вычисляются по выражениям: $\dot{g}(t) = g(t) - m_g$, $\dot{x}(t) = x(t) - m_x$; m_g , m_x — математические ожидания соответственно $g(t)$ и $x(t)$.

Учитывая, что исходный сигнал $x(t)$ и помеха $\varepsilon(t)$ некоррелированы, т.е.

$$\frac{1}{T} \int_0^T \dot{x}(t) \varepsilon(t + \tau) dt \approx 0, \quad \frac{1}{T} \int_0^T \varepsilon(t) \dot{x}(t + \tau) dt \approx 0,$$

можно записать:

$$\begin{aligned} R_{gg}(\tau) &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \tau) dt = \frac{1}{T} \int_0^T \dot{x}(t) \dot{x}(t + \tau) dt + \\ &\quad + \frac{1}{T} \int_0^T \varepsilon(t) \varepsilon(t + \tau) dt = R_{xx}(\tau) + R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau). \end{aligned} \quad (2)$$

Таким образом, корреляционная функция $R_{gg}(\tau)$ зашумленного сигнала $g(t)$ состоит из суммы корреляционных функций $R_{xx}(\tau)$ и $R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau)$ соответственно исходного сигнала $x(t)$ и помехи $\varepsilon(t)$.

При этом на практике исходный сигнал $x(t)$ является более низкочастотным по сравнению с помехой $\varepsilon(t)$. Поэтому для исходного сигнала $x(t)$ при $\tau \neq 0$, когда $\tau = \Delta t$ мало по сравнению с временем наблюдения T , $x(t + \Delta t)$ незначительно отличается от $x(t)$. Следовательно, вероятность того, что значение $x(t + \Delta t)$ мало отличается от значения $x(t)$, близка к единице:

$$P(x(t) \approx x(t + \Delta t)) \approx 1.$$

Тогда отношение $\frac{R_{xx}(\tau = \Delta t)}{R_{xx}(0)}$ также близко к единице, т.е. [15]

$$\frac{R_{xx}(\tau = \Delta t)}{R_{xx}(0)} \approx 1,$$

что равносильно приближенному равенству

$$R_{xx}(0) \approx R_{xx}(\tau = \Delta t). \quad (3)$$

В то же время в силу того, что случайная помеха $\varepsilon(t)$ возникает при суммировании независимых белых шумов, она имеет время корреляции $\tau = 0$, и корреляционная функция $R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau)$ представляет собой δ -функцию [9], т.е.

$$R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau) = \begin{cases} R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0) & \text{при } \tau = 0; \\ 0 & \text{при } \tau \neq 0. \end{cases} \quad (4)$$

Поэтому, если вычислить оценки корреляционной функции $R_{gg}(\tau)$ зашумленного сигнала при $\tau = 0$ и $\tau = \Delta t$, то получим, что формула (2) представляется в виде

$$\begin{aligned} R_{gg}(\tau = 0) &= \\ &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t) dt = \frac{1}{T} \int_0^T \dot{x}(t) \dot{x}(t) dt + \frac{1}{T} \int_0^T \varepsilon(t) \varepsilon(t) dt = \\ &= R_{xx}(\tau = 0) + R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0), \end{aligned}$$

где $R_{xx}(\tau = 0)$, $R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0)$ — оценки автокорреляционных функций соответственно исходного сигнала $x(t)$ и помехи $\varepsilon(t)$ при нулевом временном сдвиге $\tau = 0$. Иначе говоря, эти оценки представляют собой дисперсии соответственно исходного сигнала $x(t)$ и помехи $\varepsilon(t)$:

$$R_{xx}(\tau = 0) = D_x, \quad R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0) = D_\varepsilon. \quad (5)$$

Таким образом, корреляционная функция $R_{gg}(\tau)$ зашумленного сигнала $g(t)$ при $\tau = 0$ состоит из суммы дисперсий D_x , D_ε соответственно исходного сигнала и помехи.

При достаточно малом по сравнению со временем наблюдения T временном интервале $\tau = \Delta t$ оценка автокорреляционной функции $R_{gg}(\tau = \Delta t)$ зашумленного сигнала $g(t)$ принимает вид

$$\begin{aligned} R_{gg}(\tau = \Delta t) &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \Delta t) dt = \\ &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{x}(t) \dot{x}(t + \Delta t) dt + \frac{1}{T} \int_0^T \varepsilon(t) \varepsilon(t + \Delta t) dt = \\ &= R_{xx}(\tau = \Delta t) + R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = \Delta t). \end{aligned}$$

Если найти разницу между оценками автокорреляционной функции зашумленного сигнала $g(t)$ при $\tau = 0$ и $\tau = \Delta t$, то получим

$$\begin{aligned} R_{gg}(\tau = 0) - R_{gg}(\tau = \Delta t) &= \\ &= R_{xx}(\tau = 0) + R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0) - R_{xx}(\tau = \Delta t) - R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = \Delta t). \end{aligned}$$

С учетом выражений (3)–(5) получаем

$$R_{gg}(\tau = 0) - R_{gg}(\tau = \Delta t) = R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0).$$

Тогда оценку дисперсии D_ε^* помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$ можно вычислить по выражению

$$D_\varepsilon^* = R_{gg}(\tau = 0) - R_{gg}(\tau = \Delta t)$$

или

$$\begin{aligned} D_\varepsilon^* &= R_{\varepsilon\varepsilon}(\tau = 0) = \\ &= \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \Delta t) dt. \end{aligned}$$

Следовательно, среднее квадратическое отклонение σ_ε^* помехи $\varepsilon(t)$ можно вычислить по выражению

$$\sigma_\varepsilon^* = \sqrt{D_\varepsilon^*} = \sqrt{R_{gg}(\tau = 0) - R_{gg}(\tau = \Delta t)} \quad (6)$$

или

$$\begin{aligned} \sigma_\varepsilon^* &= \sqrt{D_\varepsilon^*} = \sqrt{R_{\varepsilon\varepsilon}^*(\tau = 0)} = \\ &= \sqrt{\frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \Delta t) dt}. \end{aligned} \quad (7)$$

Таким образом, параметр σ_ε^* нормального распределения помехи $\varepsilon(t)$ можно вычислить, определив корень квадратный из разности оценок автокорреляционной функции $R_{gg}(\tau)$ зашумленного сигнала при нулевом $\tau = 0$ и единичном $\tau = \Delta t$ временных сдвигах.

3. Алгоритмы вычисления функции плотности распределения помехи

Ниже будет показано, что, используя вычисленную оценку среднего квадратического отклонения σ_ε^* помехи $\varepsilon(t)$, можно определить следующие ее характеристики.

1. Функцию плотности нормального распределения $N(\varepsilon, m_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$ с математическим ожиданием $m_\varepsilon \approx 0$ с учетом формулы (1) можно найти по выражению

$$N^*(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\varepsilon - m_\varepsilon)^2}{2(\sigma_\varepsilon^*)^2}}. \quad (8)$$

Очевидно, что с учетом выражений (6), (7) формулу (8) для аналитического представления функции плотности распределения помехи с нулевым средним $m_\varepsilon \approx 0$ можно представить в виде

$$N^*(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{2(\sigma_\varepsilon^*)^2}} \quad \text{или}$$

$$N^*(\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(R_{gg}(0) - R_{gg}(\Delta t))}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{2(R_{gg}(0) - R_{gg}(\Delta t))}}.$$

2. Зная оценку среднего квадратического отклонения помехи σ_ε^* , можно также определить максимум функции плотности распределения $N_{\max}(\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$:

$$N_{\max}(m_\varepsilon) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi}}. \quad (9)$$

С учетом условия $m_\varepsilon = 0$ и выражений (6), (7) формулу (9) можно представить в виде

$$\begin{aligned} N_{\max}^*(0) &= \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi}} \quad \text{или} \\ N_{\max}^*(0) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi(R_{gg}(0) - R_{gg}(\Delta t))}}. \end{aligned}$$

3. Кроме того, используя выражения для вычисления оценки среднего квадратического отклонения помехи σ_ε^* , можно также определить ее наиболее вероятные значения, которые, как известно, находятся в интервале

$$\text{от } \left(m_\varepsilon - \sigma_\varepsilon; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}} \right) \text{ до } \left(m_\varepsilon + \sigma_\varepsilon; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}} \right), \quad (10)$$

т.е. вычислить точки перегиба.

С учетом условия $m_\varepsilon = 0$ и формул (6), (7) интервал (10) можно представить в виде

$$\left(\left(-\sigma_\varepsilon^*; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}} \right), \left(\sigma_\varepsilon^*; \frac{1}{\sigma_\varepsilon^* \sqrt{2\pi e}} \right) \right).$$

Тогда координаты точек перегиба функции плотности распределения помехи вычисляются по формулам:

- для первой точки по оси абсцисс:

$$A1 = -\sqrt{(R_{gg}(0) - R_{gg}(\Delta t))} \quad \text{или}$$

$$A1 = -\sqrt{\left(\frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \Delta t) dt \right)};$$

- для второй точки по оси абсцисс:

$$A2 = \sqrt{R_{gg}(0) - R_{gg}(\Delta t)} \text{ или}$$

$$A2 = \sqrt{\left(\frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \Delta t) dt \right)};$$

- для первой и второй точек по оси ординат:

$$O = \frac{1}{\sqrt{2(R_{gg}(0) - R_{gg}(\Delta t))\pi e}} \text{ или}$$

$$O = \frac{1}{\sqrt{2 \left(\frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t) dt - \frac{1}{T} \int_0^T \dot{g}(t) \dot{g}(t + \Delta t) dt \right) \pi e}}.$$

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 $\varepsilon(t)$ с математическим ожиданием $m_{\varepsilon} = 0$ зашумленного сигнала $g(t)$.

4. Цифровые технологии определения функции плотности распределения помехи

Ниже предлагается алгоритм, позволяющий вычислить дискретные значения функции плотности распределения $N^*(\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ с математическим ожиданием $m_{\varepsilon} = 0$, максимум $N_{\max}^*(0)$ и точки перегиба с координатами $\left(-\sigma_{\varepsilon}^*, \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi e}}\right)$ и $\left(\sigma_{\varepsilon}^*, \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi e}}\right)$.

Пусть от датчика усилия ШГНУ поступает аддитивный зашумленный цифровой сигнал $g(\Delta t)$, состоящий из исходного сигнала $x(\Delta t)$ и помехи $\varepsilon(\Delta t)$. Сигнал $g(\Delta t)$ дискретизирован шагом Δt , выбранным в соответствии с условием: $\Delta t = 1/2\omega_{\varepsilon}$, где ω_{ε} — частота среза помехи.

Тогда алгоритм определения функции плотности распределения $N^*(\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ включает следующие шаги:

- 1) вычисляется оценка автокорреляционной функции центрированного зашумленного сигнала $g(t)$ при $\mu = 0$ и $\mu = \Delta t$:

$$R_{gg}(\mu = 0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t) \dot{g}(i\Delta t);$$

$$R_{gg}(\mu = 1\Delta t) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t) \dot{g}((i+1)\Delta t);$$

- 2) вычисляется среднее квадратическое отклонение σ_{ε}^* помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$:

$$\begin{aligned} \sigma_{\varepsilon}^* &= \sqrt{R_{\dot{g}\dot{g}}(\mu = 0) - R_{\dot{g}\dot{g}}(\mu = \Delta t)} = \\ &= \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t) \dot{g}(i\Delta t) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t) \dot{g}((i+1)\Delta t)}; \end{aligned}$$

- 3) учитывая, что для нормально распределенного случайного процесса отклонение от математического ожидания по абсолютной величине не превышает утроенного среднего квадратического отклонения, дискретные значения функции плотности распределения $N^*(\varepsilon)$ помехи $\varepsilon(t)$ вычисляются в интервале $m_{\varepsilon}^* \pm 3\sigma_{\varepsilon}^*$, т.е. при $m_{\varepsilon}^* - 3\sigma_{\varepsilon}^* \leq \varepsilon(t) \leq m_{\varepsilon}^* + 3\sigma_{\varepsilon}^*$. Для этого

— вычисляются минимальное и максимальное значения $\varepsilon(t)$:

$$\varepsilon_{\min} = m_{\varepsilon}^* - 3\sigma_{\varepsilon}^*; \quad \varepsilon_{\max} = m_{\varepsilon}^* + 3\sigma_{\varepsilon}^*;$$

— с определенным шагом $\Delta\varepsilon$ задается последовательность возможных значений $\varepsilon(t)$ в порядке возрастания от $\varepsilon_{\min}$ до $\varepsilon_{\max}$:

$$\varepsilon(1) = \varepsilon_{\min}, \quad \varepsilon(i+1) = \varepsilon(i) + \Delta\varepsilon, \quad \dots, \quad \varepsilon_{\max}$$

и формируется последовательность возможных значений помехи $\varepsilon(1), \varepsilon(2), \varepsilon(3), \varepsilon(4), \dots, \varepsilon_{\max}$, для которой выполняется условие $\varepsilon(i-1) < \varepsilon(i)$.

Затем в точках $\varepsilon(1), \varepsilon(2), \varepsilon(3), \varepsilon(4), \dots, \varepsilon_{\max}$ вычисляется функция нормального распределения:

$$N^*(\varepsilon(i)) = \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\varepsilon(i) - m_{\varepsilon}^*)^2}{2(\sigma_{\varepsilon}^*)^2}}.$$

Учитывая, что $m_{\varepsilon} = 0$, функцию плотности распределения $N^*(\varepsilon(i))$ следует вычислять в интервале $-3\sigma_{\varepsilon}^* \leq \varepsilon(t) \leq 3\sigma_{\varepsilon}^*$ по выражениям

$$N^*(\varepsilon(i)) = \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\varepsilon(i))^2}{2(\sigma_{\varepsilon}^*)^2}} \text{ или}$$

$$\begin{aligned} N^*(\varepsilon(i)) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi(R_{gg}(\mu = 0) - R_{gg}(\mu = \Delta t))}} \times \\ &\times e^{-\frac{(\varepsilon(i))^2}{2(R_{gg}(\mu = 0) - R_{gg}(\mu = \Delta t))}}; \end{aligned}$$

- 4) определяется максимум функции плотности нормального распределения помехи $\varepsilon(t)$ зашумленного сигнала $g(t)$, который находится в точке $m_{\varepsilon} = 0$, т.е. при $\varepsilon_{\max}(i) = 0$:

$$N_{\max}^*(0) = \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi}} \text{ или}$$

$$N_{\max}^*(0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(R_{gg}(\mu = 0) - R_{gg}(\mu = \Delta t))}};$$

- 5) вычисляются точки перегиба $\left(-\sigma_{\varepsilon}^*, \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi e}}\right)$ и

$$\left(\sigma_{\varepsilon}^*, \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}^* \sqrt{2\pi e}}\right):$$

- для первой точки по оси абсцисс:

$$A1 = -\sqrt{R_{gg}(\mu = 0) - R_{gg}(\mu = \Delta t)} \text{ или}$$

$$A1 = -\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t)\dot{g}(i\Delta t) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t)\dot{g}((i+1)\Delta t)};$$

- для второй точки по оси абсцисс:

$$A2 = \sqrt{R_{gg}(\mu = 0) - R_{gg}(\mu = \Delta t)} \text{ или}$$

$$A2 = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t)\dot{g}(i\Delta t) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t)\dot{g}((i+1)\Delta t)};$$

- для первой и второй точек по оси ординат:

$$O = \frac{1}{\sqrt{2(R_{gg}(\mu = 0) - R_{gg}(\mu = \Delta t))\pi e}}$$

или

$$O = \frac{1}{\sqrt{2\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t)\dot{g}(i\Delta t) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \dot{g}(i\Delta t)\dot{g}((i+1)\Delta t)\right)\pi e}}.$$

Таблица 1

Динамограммы

Дефекты	Степень неисправности		
	Слабая	Средняя	Сильная
Прихват плунжера			
Утечка нагнетательного клапана			
Утечка нагнетательного клапана и труб			
Утечка приемного клапана			
Течь в насосных трубах			
Степень обрыва штанги			

5. Анализ степени неисправности ШГНУ с помощью функции плотности распределения помехи

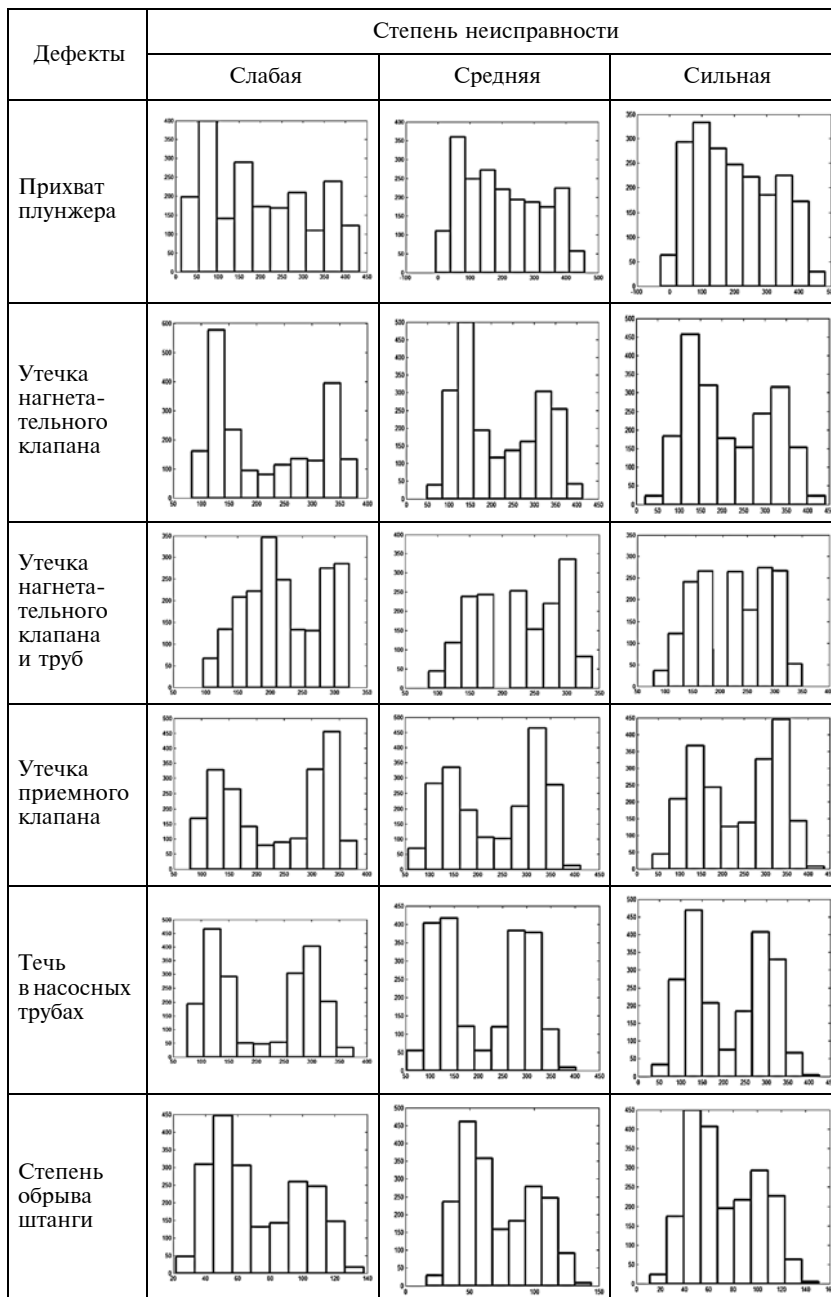
Исследования показали, что на ранней стадии степень таких неисправностей ШГНУ, как прихват плунжера, УНК, утечка нагнетательного клапана и труб, УПК, течь в насосных трубах, степень обрыва штанги, можно определить в результате вычисления функции плотности распределения помехи зашумленного сигнала, поступающего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

На начальной стадии неисправности графики динамограмм, а также гистограмм сигналов усилия визуально имеют одинаковую форму. Поэтому эти характеристики не позволяют в явном виде оценить степень неисправности (табл. 1, 2). Графики же плотностей распределения помехи даже при незначительных изменениях резко меняют свой вид (см. рисунок). 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 быть использовано как информативный признак степени данного вида неисправности.

Для мониторинга технического состояния ШГНУ и определения степени неисправности можно использовать как графические изображения

Таблица 2

Гистограммы



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.

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 тех же характеристик.

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

6. Результаты экспериментов, полученных путем анализа реальных сигналов, поступающих от датчика усилия

В табл. 1, 2 приводятся графические изображения динамограмм и гистограмм зашумленных сигналов датчика усилия, а на рисунке — функции плотностей распределения помех для различных дефектов и соответствующих степеней неисправности (на рисунке сплошная линия — слабая степень неисправности, пунктирная линия — средняя степень неисправности, штриховая линия — сильная степень неисправности).

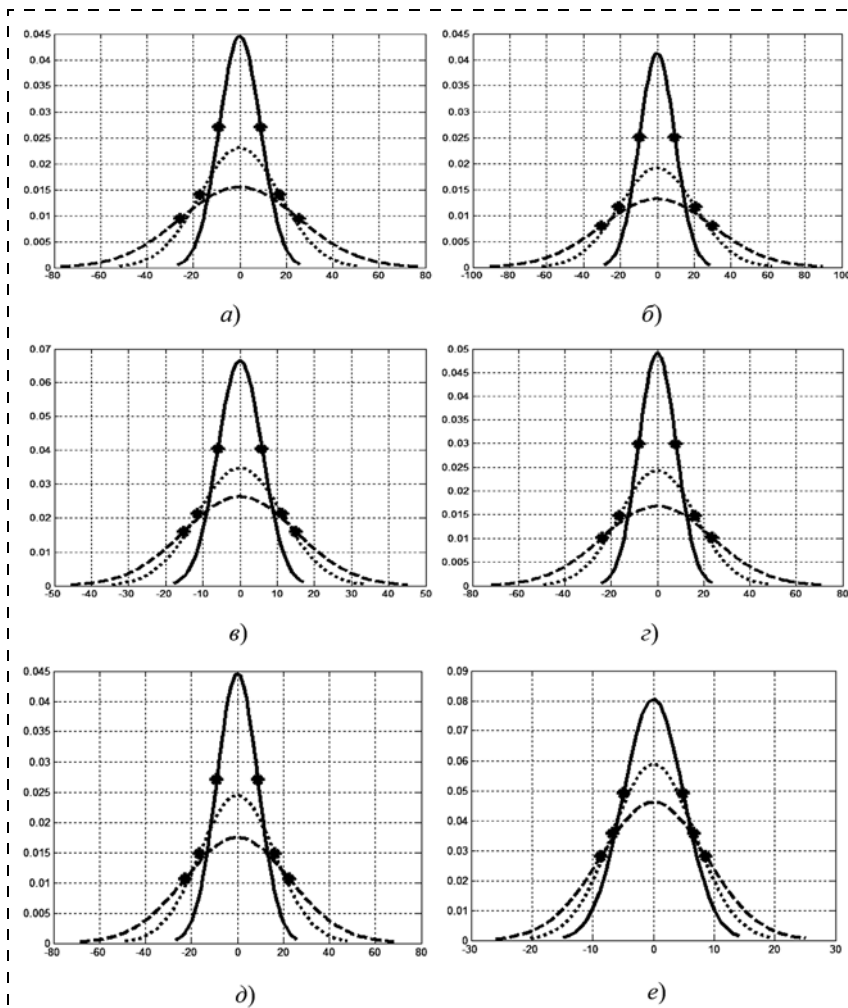
В табл. 3 приводятся численные значения максимумов и точек перегиба функций плотностей распределения для различных дефектов и соответствующих степеней неисправности.

Заключение

Предложенные в работе технологии позволяют определить степень развития основных дефектов ШГНУ.

Для этого создан графический банк данных (см. табл. 1, 2 и рисунок) и цифровой банк данных (табл. 3). Основными данными этих банков данных являются следующие значения характеристик помехи: среднее квадратическое отклонение; максимум функции плотности распределения помехи; первая и вторая точки перегиба по оси абсцисс; точка перегиба по оси ординат.

Разработанные технологии позволяют в системе измерения, мониторинга, диагностики и управления нефтяными скважинами, эксплуатируемыми штанговыми глубинными насосами, выявить зарождающиеся изменения, а также динамику развития неисправности. Это позволяет определить момен-



Функции плотностей распределения помех при слабой, средней и сильной неисправности:
a — прихват плунжера; ***б*** — утечка нагнетательного клапана; ***в*** — утечка нагнетательного клапана и труб; ***г*** — утечка приемного клапана; ***д*** — течь в насосных трубах; ***е*** — степень обрыва штанги

Цифровой банк данных

Дефект	Степень неисправности	σ_c^*	$N_{\max}^*(0)$	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
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

ты, когда необходимо провести профилактические работы, текущий и капитальный ремонты.

Список литературы

1. Максимов В. М. О современном состоянии нефтедобычи, коэффициенте извлечения нефти и методах увеличения нефтеотдачи // Бурение и нефть. 2011. № 2. URL: <http://burneft.ru/archive/issues/2011-02/6>
2. Ибатуллин Р. Р., Ибрагимов Н. Г., Тахутдинов Ш. Ф., Хисамов Р. С. Увеличение нефтеотдачи на поздней стадии разработки месторождений. М.: Недра, 2004. 292 с.
3. Лысенко В. Д., Грайфер В. И. Рациональная разработка нефтяных месторождений. М.: Недра, 2005. 607 с.
4. Маркетинговое исследование рынка установок штанговых глубинных насосов (УШ-ГН). Аналитический отчет. Research. Techart. 2010. URL: <http://www.techart.ru/files/research/walking-beam-pumping-unit.pdf>
5. Алиев Т. А., Нусратов О. Г., Гулуев Г. А., Рзаев А. С., Пашаев Ф. Г., Ризванов М. Г., Керимов А. Б. Алгоритмы диагностики неисправностей штанговых глубинно-насосных установок // Мехатроника, автоматизация, управление. 2015. Т. 16. № 5. С. 314–320.
6. Алиев Т. А., Нусратов О. Г., Рзаев А. Г., Гулуев Г. А., Пашаев Ф. Г. Система контроля, диагностики и робастного управления закачкой воды в пласт // VI ALL-Ukrainian Scientific-Practical conference "Informatics and Systems sciences", Poltava. 2015. P. 16–19.
7. Aliev T. A., Musaeva N. F., Sattarova U. E. The technology of forming the normalized correlation matrices of the matrix equations of multidimensional stochastic objects // Journal of Automation and Information Sciences. 2013. Vol. 45 (1). N. 6. P. 1–15.
8. Aliev T. A., Guluyev G. A., Pashayev F. H., Abbasov A., Rzaev A. S. Position-Binary and Spectral indicators of micro changes in the technical states of control objects // Automatic Control and Computer Sciences. 2009. Vol. 49. N. 3. C. 156–165.
9. Aliev T. A., Guluyev G. A., Pashayev F. H., Rzaev A. S. Correlation indicators of micro-changes in technical states of control objects // Cybernetics and Systems Analysis, Springer New York. 2009. Vol. 45. N. 4. C. 655–662.
10. Aliev T. A., Musaeva N. F., Guluyev G. A., Sattarova U. E., Rzaeva N. E. System of Monitoring of Period of Hidden Transition of Compressor Station to Emergency State // Journal of Automation and Information Sciences. 2011. Vol. 43 (11). N. 6. C. 61–81.
11. Musaeva N. F. Technology for determining the magnitude of robustness as an estimate of statistical characteristic of noisy signal // Automatic Control and Computer Sciences. 2005. Vol. 39. N. 5. P. 53–62.
12. Musaeva N. F. Robust correlation coefficients as initial data for solving a problem of confluent analysis // Automatic Control and Computer Sciences. 2007. V. 41. N. 2. P. 76–87.
13. Aliev T. A., Musaeva N. F., Suleymanova M. T., Gazizade B. I. Analytic representation of the density function of normal distribution of noise // Journal of Automation and Information Sciences. 2015. Vol. 4 (8). N. 4. P. 24–40.
14. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. М.: Наука, 1969. 576 с.
15. Техническая кибернетика. Книга 2 / Под ред. Солодовникова В. В. М.: Машиностроение, 1967. 682 с.

Таблица 3

Sensitive Algorithms for Identifying the Degree of Fault Growth in Sucker Rod Pumping Units

T. A. Aliev¹, telmancyber@gmail.com, **N. F. Musayeva**², musanaila@gmail.com✉,
M. T. Suleymanova¹, metanet_suli@yahoo.com, **B. I. Gazizade**¹, behruz.qazizade@gmail.com,

¹Institute of Control Systems of the Azerbaijan NAS, Baku, AZ1141, Azerbaijan

²Azerbaijan University of Architecture and Construction, Baku, AZ1073, Azerbaijan

Corresponding author: **Musaeva Naila F.**, D. Sc., Professor,
Azerbaijan University of Architecture and Construction, Baku, AZ1073, Azerbaijan,
e-mail: musanaila@gmail.com

Received on July 08, 2016

Accepted on July 18, 2016

The authors demonstrate that in order to increase the oil production at a late stage of operation of oilfields, a timely identification of the technical state of the sucker rod pumping unit (SRPU) is required. They point out that emergence of a fault in SRPU is accompanied by a random additive noise, which is superimposed on the signal, coming from the force transducer. It was established experimentally that by calculation of the characteristics of the noise, inextricable from a noisy signal, it was possible to identify the initial period of origin and determine the degrees of fault development in SRPU. It was discovered that the noise probability density function could be used as an indicator for determination of the degree of such SRPU faults as plunger sticking, discharge valve leakage (PVL) and discharge pipes leakage, suction valve leakage (SVL), pump pipes leakage, and slackening leading to sucker rod breakage. The authors developed algorithms for calculation of the noise probability density function, its maximum and the coordinates of the inflection points, and proposed algorithms for identifying the degree of SRPU fault by means of the noise probability density function, and the relevant analysis was carried out. A bank was established, comprising a bank of the graphic images and a databank of the discrete values of the noise probability density function corresponding to various degrees of faults.

Keywords: sucker rod pumping units, degree of fault, noise-contaminated process, noise probability density function

For citation:

Aliev T. A., Musayeva N. F., Suleymanova M. T., Gazizade B. I. Sensitive Algorithms for Identifying the Degree of Fault Growth in Sucker Rod Pumping Units, *Mekhatronika, Avtomatizatsiya, Upravlenie*, 2017, vol. 18, no. 2, pp. 94–102.

DOI: 10.17587/mau.18.94-102

References

1. **Maksimov V. M.** *O sovremennom sostojanii neftedobychi, koef-ficiente izvlechenija nefii i metodah uvelichenija nefteotdachi* (State of the art in oil production, oil recovery factor and advanced recovery method), *Burenie i Neft'*, 2011, no. 2, available at: <http://burneft.ru/archive/issues/2011-02/6> (in Russian).
2. **Ibatullin R. R., Ibragimov N. G., Tahautdinov Sh. F., Hisa-mov R. S.** *Uvelichenie nefteotdachi na pozdnej stadii razrabotki mesto-rozhdений* (Enhanced oil recovery at the advanced stage of field development), Moscow, Nedra, 2004, 292 p. (in Russian).
3. **Lysenko V. D., Grajfer V. I.** *Racional'naja razrabotka nefijanyh mestorozhdenij* (Improved oilfield development), Moscow, Nedra, 2005, 607 p. (in Russian).
4. **Marketingovoe issledovanie rynka ustanovok shtangovyh glubinyh nasosov (USHGN). Analiticheskij otchet** (Marketing research of the market of sucker rod pumping units. Analytical report), *Research.Techart*, 2010, available at: <http://www.techart.ru/files/research/walking-beam-pumping-unit.pdf> (in Russian).
5. **Aliev T. A., Nusratov O. G., Guluev G. A., Rzaev As. G., Pa-shaev F. G., Rizvanov M. G., Kerimov A. B.** *Algoritmy diagnostiki neispravnostej shtangovyh glubinno-nasosnyh ustanovok* (Diagnostic algorithms for faults of sucker rod pumping units), *Mekhatronika, Avtomatizacija, Upravlenie*, 2015, vol. 16, no. 5, pp. 314–320 (in Russian).
6. **Aliev T. A., Nusratov O. G., Rzaev As. G., Guluev G. A., Pa-shaev F. G.** *Sistema kontrolja, diagnostiki i robustnogo upravlenija zakachkoj vody v plast* (System of control, diagnostics and robust management of water injection into reservoir), *VIALL-Ukrainian Scien-tific-Practical conference "Informatics and Systems sciences"*, Poltava, 2015, pp. 16–19 (in Russian).
7. **Aliev T. A., Musaeva N. F., Sattarova U. E.** The technology of forming the normalized correlation matrices of the matrix equations of multidimensional stochastic objects, *Journal of Automation and Information Sciences*, 2013, vol. 45 (1), no. 6, pp. 1–15.
8. **Aliev T. A., Guluyev G. A., Pashayev F. H., Abbasov A., Rza-yev As. H.** Position-Binary and Spectral indicators of micro changes in the technical states of control objects, *Automatic Control and Com-puter Sciences*, 2009, vol. 49, no. 3, pp. 156–165.
9. **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*, Springer New York, 2009, vol. 45, no. 4, pp. 655–662.
10. **Aliev T. A., Musaeva N. F., Guluyev G. A., Sattarova U. E., Rzaeva N. E.** System of Monitoring of Period of Hidden Transition of Compressor Station to Emergency State, *Journal of Automation and Information Sciences*, 2011, vol. 43 (11), no. 6, pp. 61–81.
11. **Musaeva N. F.** Technology for determining the magnitude of robustness as an estimate of statistical characteristic of noisy signal, *Automatic Control and Computer Sciences*, 2005, vol. 39, no. 5, pp. 53–62.
12. **Musaeva N. F.** Robust correlation coefficients as initial data for solving a problem of confluent analysis, *Automatic Control and Computer Sciences*, 2007, vol. 41, no. 2, pp. 76–87.
13. **Aliev T. A., Musaeva N. F., Suleymanova M. T., Gazizade B. I.** Analytic representation of the density function of normal distribution of noise, *Journal of Automation and Information Sciences*, 2015, vol. 47 (8), no. 4, pp. 24–40.
14. **Ventcel' E. S.** *Teorija verojatnostej* (Probability theory), Mos-cow, Nauka, 1969, 576 p. (in Russian).
15. **Solodovnikov V. V.** ed. *Tekhnicheskaja kibernetika. Kniga 2* (Technical cybernetics. Book 2. / Ed. Solodovnikov V. V.), Moscow, Mashinostroenie, 1967, 682 p. (in Russian).