

Информационные технологии, широко внедряемые в настоящее время в практику нефтегазодобывающих компаний, позволяют коренным образом пересмотреть подходы к проблемам надежности, диагностирования и прогнозирования как для отдельных объектов (скважины, насосы, трубопроводы, энергетическое оборудование), так и для всего комплекса оборудования добычи, представляющего сложную взаимосвязанную систему. Новые технологии позволили преодолеть одну из существенных трудностей, ограничивающих достоверность статистических оценок и математических моделей нефтегазовых технологических процессов, а именно, недостаточность объема и невысокую точность данных промышленной эксплуатации.

Современные автоматические компьютерные системы, принятые в эксплуатацию в большинстве нефтегазодобывающих компаний, позволяют практически неограниченно пополнять базы данных по эксплуатационным параметрам, типам и движению в процессе эксплуатации всей номенклатуры оборудования, затратам энергетических ресурсов на производство продукции и по множеству других производственных данных и показателей. Активное внедрение компьютерных систем в нефтегазодобычу началось около 8–10 лет назад (1990–1995 гг.), и к настоящему времени объем накопленной информации достиг «критической массы», позволяющей осуществить качественный скачок в подходах к проблемам надежности, диагностирования и прогнозирования в нефтегазовой отрасли.

Рассмотрим простой пример, демонстрирующий необходимость «глубокого» во времени накопления данных. Пусть на среднем по масштабам месторождении эксплуатируются 500 глубинных насосов, со средним эксплуатационным ресурсом около

500 сут. Таким образом, происходит приблизительно 1 выход насоса из строя в сутки. Для адекватного статистического анализа надежности насосов необходимо выделить конкретный типоразмер насоса и его марку. Кроме того, требуется разделение по типам возникающих дефектов. Нетрудно рассчитать, что при 30 различных типах насосов, пяти укрупненных типах отказов и минимальном объеме выборки в 20 событий, требуемый период наблюдений превышает 8 лет. За этот же срок необходима информация по дебитам, обводненности продукции, приемистости нагнетательных скважин и другие производственные данные, без которых невозможно учесть влияние условий эксплуатации на надежность насосов. Рассмотренный простой пример показывает, что проведение адекватных расчетов параметров надежности практически невозможно без применения компьютерных технологий.

С другой стороны, методы моделирования технологических процессов и прогнозирования аварий оборудования требуют также большого объема информации, но полученной за сравнительно короткие сроки, сравнимые с характерным временем развития дефектов или условий эксплуатации (дебитов, обводненности жидкости, динамических уровней, содержания примесей и пр.). Как показывает практика, длительность подобных периодов составляет около 15–30 сут [1, 2]. Таким образом, становится очевидной необходимость ежесуточных измерений параметров эксплуатации, что возможно лишь при автоматизированном сборе данных.

Общие требования к функциональным возможностям информационной системы нефтепромысла сведены в табл. 1.1.

Для контроля состояния промысла на основе ретроспективного анализа все эти данные должны накапливаться в базах для выявления динамики процесса разработки промысла и принятия решений по оптимизации промысловых работ.

Описанный метод сбора и хранения информации всех перечисленных выше параметров, опробованный на ряде месторождений ТПП «Когалымнефтегаз» ООО «ЛУКОЙЛ-Западная Сибирь», полностью показал свою экономическую целесообразность и эффективность.

Работы по надежности в области нефтегазового оборудования имеют ряд специфических особенностей по сравнению с другими отраслями промышленности. Огромные пространственные масштабы, воздействие климатических условий, специфика подземной работы оборудования в постоянно изменяющихся условиях продуктивного пласта – все эти факторы делают практически невозможной постановку натурных экспериментов, что является

Таблица 1.1

Технологические параметры эксплуатации нефтепромыслов, контролируемые информационно-измерительной системой, и оптимальная периодичность измерений

№ п/п	Измеряемые параметры	Периодичность измерения
1	Дебит, м ³ /сут	Не реже одного раза в сутки по каждой скважине
2	Давление коллектора ЗУ, атм	Не реже одного раза в час
3	Приемистость по каждой нагнетательной скважине, м ³ /сут	Не реже четырех раз в сутки
4	Давление в водоводе ВРГ, атм	Не реже одного раза в час
5	Токи двигателей ЭЦН, А	Не реже одного раза в 30 мин
6	Напряжение ТП-380В, В	Не реже одного раза в 30 мин
7	Токи питающих фидеров РУ 35/6 кВ, А	Не реже одного раза в 30 мин
8	Напряжения на фидерах РУ 35/6, кВ	Не реже одного раза в 30 мин
9	Состояние насосов: отключено/включено и обязательный контроль, 1/0	Не реже одного раза в час для ЭЦН и одного раза в шесть часов для УШГН
10	Дистанционное получение динамограмм	Не реже двух раз в сутки
11	Учет времени работы насосов, час	С точностью до одного часа в месяц
12	Давление на каждом водоводе КНС данного промысла, атм	Не реже одного раза в 30 мин
13	Измерение расхода по каждому водоводу, отходящему от КНС, атм	Не реже одного раза в 30 мин
14	Давление на входе ДНС по каждому промысловому трубопроводу, атм	Не реже одного раза в 30 мин
15	Учет откачиваемой жидкости, м ³ /сут	По каждому трубопроводу
16	Измерение обводненности по каждой скважине, %	При каждом замере дебита
17	Учет расхода электроэнергии по промыслу во всех фидерах, кВт·ч	Не реже одного раза в час

обычной практикой для классических исследований в области надежности оборудования. Поэтому большая роль в изучении и прогнозировании параметров надежности в нефтегазовой отрасли отводится методам моделирования.

Принципиальные ограничения, накладываемые на модель в рамках детерминированного подхода, привели к все более широкому использованию стохастических моделей, поведение которых может быть значительно более сложным, что во многих случаях позволяет адекватно описать реальную техническую систему. Для целей моделирования и прогнозирования поведения сложных технических систем все шире применяется подход, основанный на понятиях самоорганизации, или синергетики [2, 3, 4, 5].

С изучением надежности тесно связана проблема диагностики

оборудования. Современные системы диагностирования весьма совершенны с технической точки зрения. Однако интерпретация результатов диагностирования по-прежнему остается серьезной проблемой. В последнее время для интерпретации результатов диагностических измерений все чаще привлекаются современные математические методы – теория детерминированного хаоса, теория фракталов, нейронные сети, предикторные модели и т.п. [2, 3].

Перечисленные методы в настоящее время бурно развиваются и используются на практике во многих отраслях науки, техники и технологии, однако в нефтегазодобыче их применение до последнего времени сдерживалось отсутствием достаточного объема информации.

В данной главе исследуется разработка методов контроля и диагностирования параметров надежности эксплуатации оборудования нефтегазодобычи, учитывающих условия его эксплуатации, а также построение математических моделей технических систем, использующих методы распознавания образов, понятия синергетики, и базирующихся на больших массивах эксплуатационных параметров, полученных автоматическими измерительными системами.

1.1. ВОЗДЕЙСТВИЕ УСЛОВИЙ ЭКСПЛУАТАЦИИ НА ПАРАМЕТРЫ НАДЕЖНОСТИ НЕФТЕГАЗОВОГО ОБОРУДОВАНИЯ

Одним из важных факторов, оказывающих влияние на долговечность и надежность оборудования нефтегазодобычи, является совокупность параметров и характеристик месторождения. Очевидно, что рабочий ресурс совершенно идентичного оборудования, работающего в разных условиях, будет различен. Поскольку эти факторы определяются независимо от особенностей конструкций оборудования, его типа, марки и конструкционных материалов, назовем их условно «внешними» факторами. Степень влияния того или иного внешнего фактора не остается постоянной, но изменяется в процессе разработки месторождения.

Количественное описание показателей надежности производится с помощью функции распределения вероятностей случайных величин, таких как время безотказной работы устройства, интервалы между отказами и т.д. Учет влияния внешних условий приводит к необходимости учета временных зависимостей параметров распределений.

Изучение влияния внешних факторов на эксплуатационную

надежность нефтегазового оборудования является важнейшим условием повышения уровня надежности объектов нефтегазодобычи и достоверности методов технической диагностики оборудования промыслов.

1.1.1. ЭМПИРИЧЕСКОЕ ОПРЕДЕЛЕНИЕ ФУНКЦИЙ НАДЕЖНОСТИ НЕФТЕГАЗОДОБЫВАЮЩЕГО ОБОРУДОВАНИЯ

Понятие надежности любого технического объекта, рассматриваемое в отрыве от условий его эксплуатации, является понятием абстрактным. Например, автомобиль, эксплуатируемый на асфальтированных дорогах, прослужит намного дольше, чем при его эксплуатации на бездорожье. То же самое в равной мере относится и к техническим объектам нефтегазодобычи.

Как уже отмечалось, постановка экспериментов с целью определения основных параметров надежности на нефтегазовом оборудовании не представляется возможной. Поэтому единственной возможностью оценки рабочего ресурса, среднего времени наработки и других показателей надежности оборудования, знание которых необходимо для планирования производства, оценки качества сервисного обслуживания или работы ремонтно-восстановительных бригад, является расчет на основании эмпирических данных, полученных непосредственно в процессе добычи сырья.

Рассмотрим основные особенности эмпирического подхода к вопросам надежности на примере эксплуатации нефтегазодобывающего оборудования.

Наиболее полной информацией о случайной величине, например, о времени наработки оборудования на отказ, является ее функция распределения. Очевидно, что параметры функции распределения даже однотипного технологического оборудования, а во многих случаях и сам характер распределения, зависят от множества факторов, таких как типоразмер оборудования и целый ряд параметров эксплуатации (свойства пласта и добываемого продукта, дебит скважины, методы поддержания пластового давления и т.п.).

Поэтому параметры надежности одного и того же технологического оборудования зависят от характеристик месторождения, которые, в свою очередь, изменяются во времени. Это приводит к существенным затруднениям при попытках построения теоретических моделей для описания параметров надежности, даже в тех случаях, когда имеется значительный объем производственных данных по отказам оборудования.

Поэтому до настоящего времени наиболее достоверным мето-

дом определения законов распределения в исследованиях надежности нефтегазодобычи является построение эмпирических функций распределения. Использование электронных баз данных, широко практикуемое в настоящее время большинством нефтегазодобывающих предприятий, позволяет значительно повысить достоверность эмпирических моделей за счет увеличения объема экспериментальных данных. При этом, как будет показано ниже, оказывается возможным не только построение функций распределения для каждого типа применяемого промыслового технологического оборудования, но и учет временных зависимостей интенсивности отказов, а также выявление связи показателей надежности с условиями эксплуатации, которая выражается, в частности, в корреляции интенсивности отказов с местоположением оборудования на территории месторождения.

Наиболее часто в исследованиях по надежности нефтегазового оборудования используется однопараметрическое распределение со стационарным потоком отказов (показательное) и двухпараметрическое (нормальное и распределение Вейбулла). Использование для построения эмпирических моделей трех и более параметров приводит к резкому увеличению необходимого объема экспериментального материала и до настоящего времени широко не применяется.

Функции распределения параметров надежности могут быть представлены в различных эквивалентных формах – в виде интегрального закона распределения вероятности отказов во времени $F(t)$, плотности распределения $f(t) = dF/dt$, функции вероятности безотказной работы $R(t) = 1 - F(t)$ и т.д.

Для эмпирического определения параметров надежности в данной работе использовалась функция вероятности безотказной работы $R(t)$, определявшаяся на основании информации эксплуатационных баз данных по отказам согласно соотношению

$$R(t) = N_s(t)/N_0, \quad (1.1)$$

где $N_s(t)$ – число единиц оборудования, сохранивших работоспособность в течение промежутка времени t ; N_0 – первоначальное число единиц оборудования на каком-либо месторождении.

Таким образом, вероятность безотказной работы определяется отношением числа оставшихся в эксплуатации единиц оборудования к их общему числу N_0 в момент начала эксплуатации всей группы оборудования.

Заметим, что в реальном случае вышедшее из строя оборудование заменяется или ремонтируется, и, таким образом, общее количество единиц оборудования остается постоянным. Однако

это не принципиально для предлагаемой методики. Действительно, располагая базой данных по дефектам оборудования, в которой содержатся даты его ввода в эксплуатацию и вывода из нее при возникновении того или иного дефекта, можно искусственно переместить моменты начала эксплуатации всех единиц оборудования в одну временную точку. При этом также смещается время выхода оборудования из строя (время наработки не изменяется), и, таким образом, все приведенные рассуждения оказываются справедливыми. Важно лишь, чтобы период времени, за который анализируется информация, не превышал характерного времени изменения характеристик месторождения, что необходимо для соблюдения условия постоянства факторов эксплуатации.

В качестве примера расчетов вероятности безотказной работы одного из основных типов оборудования нефтепромысла – электроцентробежных насосов (ЭЦН) – рассмотрим производственные данные по отказам типичного для условий Западной Сибири месторождения.

Распределение времени безотказной работы $R(t)$ для некоторых типов насосов ЭЦН, рассчитанное по приведенной выше методике, приведено на рис. 1.1. Сплошной линией показана интерполяция экспериментальных точек показательной функцией вида $R(t) = \exp(-\lambda t)$, где λ обозначает интенсивность потока отказов.

Как следует из полученных результатов, при помощи показательной функции можно достаточно точно описать фактические данные.

Наибольшее расхождение эмпирической и теоретической функций распределения времени наработки на отказ наблюдается в начальной стадии эксплуатации оборудования, когда особенно высока вероятность приработочных отказов.

Средний межремонтный период (МРП) для оборудования различных типоразмеров и фирм-производителей, используемого на рассматриваемом месторождении, рассчитанный по описанной методике, представлен в табл. 1.2.

Анализ полученных результатов свидетельствует о том, что наработка на отказ по отдельным типам насосов отличается между собой более чем в 5 раз. Наиболее надежным в данных условиях эксплуатации является импортный насос марки DN280, наименее надежен – ЭЦНМ5-125-1500.

Для исследований и прогнозирования параметров надежности весьма важна классификация основных причин выхода оборудования из строя. При этом наиболее разумным подходом является объединение отказов, схожих по механизму возникновения, например, пробой силового кабеля, снижение сопротивления изо-

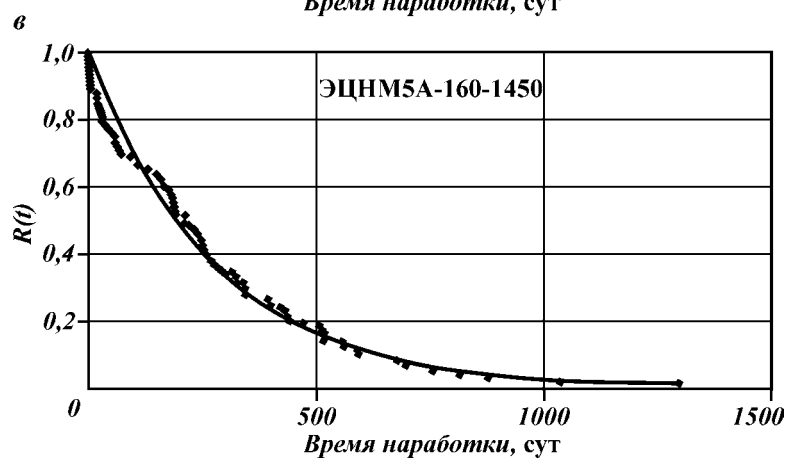
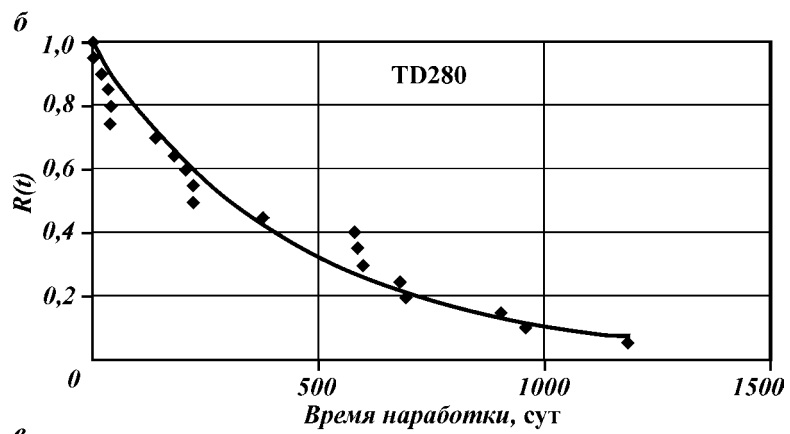
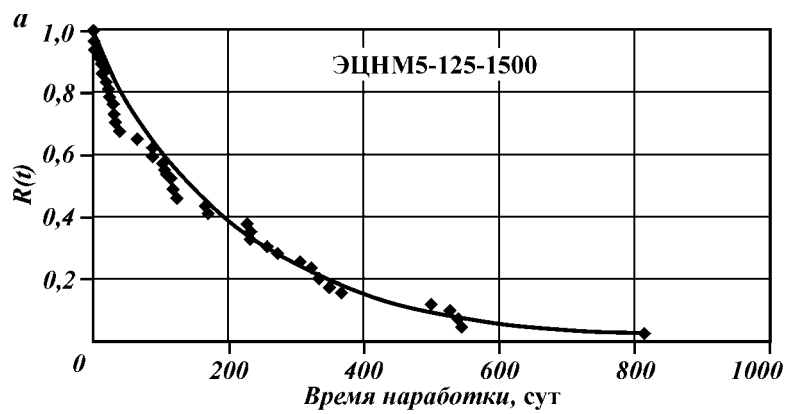


Таблица 1.2

Основные сведения по отказам и МРП ЭЦН за период 1999–2001 гг.

№ п/п	Тип ЭЦН	Число аварий в базе данных ИИС	Средний межремонтный период, сут
1	ЭЦНМ5-125-1500	38	189
2	ЭЦНМ5-125-1800	29	220
3	ЭЦНМ5-50-1300	167	242
4	ЭЦНМ5-80-1550	78	252
5	ЭЦНМ5-50-1700	69	259
6	ЭЦНМ5А-160-1450	83	262
7	ЭЦНМ5А-250-1700	32	283
8	ЭЦНМ5-50-1550	52	309
9	TD450	21	315
10	TD280	20	382
11	ЭЦНМ5-80-1200	37	504
12	DN280	20	991

ляции и дефект обмотки двигателя можно отнести к одному типу, условно названному «электрические причины», обрывы штанг, болтов, крепежных элементов, независимо от их расположения в скважине – «полеты» и т.д. Подобная кластеризация позволяет существенно увеличить объем выборки аварийных событий по определенным типам дефектов и тем самым увеличить достоверность статистических расчетов.

Такой подход и был положен в основу объединения отказов оборудования по групповым признакам.

Результаты анализа причин отказов представлены на рис. 1.2, где приведена диаграмма относительных частот возникновения отказов ЭЦН по пяти основным причинам.

Анализ полученных результатов показывает, что наиболее распространенная причина выхода из строя глубинных насосов – засорение (47 % неисправностей). Сюда включены засорения рабочих органов насоса песком, парафином, солями и другими посторонними механическими включениями, нарушающими работу насосов.

Второй по частоте вызываемых неисправностей причиной является негерметичность насосно-компрессорных труб (НКТ). По этим причинам происходят 18 % всех отказов.

Снижение динамического уровня (10 % отказов), вообще говоря, не является неисправностью насоса. Однако развитие этого

Рис. 1.1. Кривая вероятности безотказной работы $R(t)$ для трех типов насосов ЭЦН.

Нормированная дисперсия адекватности: $a - D = 0,9758$; $b - D = 0,9558$; $c - D = 0,9913$

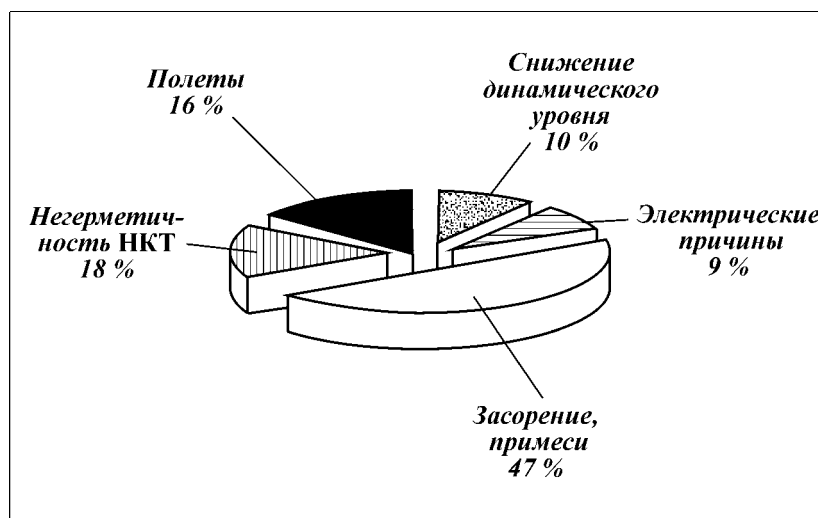


Рис. 1.2. Основные типы отказов ЭЦН (объем выборки – 950 отказов)

процесса вызывает необходимость остановки скважины и проведения высокочрезвычайных обслуживающих мероприятий, как и при физическом дефекте насоса. Поэтому с точки зрения проведения оптимизации обслуживания, методы которой рассмотрены в третьей главе данной книги, включение этой причины остановки в перечень дефектов оборудования оправдано.

Наименее распространены дефекты, связанные с электрическими причинами. Тем не менее, в абсолютном выражении их число достаточно велико. Велика и стоимость ликвидации подобного отказа.

Надежность и эксплуатационная безопасность функционирования оборудования нефтепромысла зависит не только от свойств материалов, конструктивного совершенства механизмов, качества изготовления и сборки («внутренние» факторы, связанные с надежностью), но и от условий эксплуатации. Под условиями эксплуатации понимаются «внешние» факторы, не связанные с конструкцией устройства. Такими факторами являются, например, обводненность добываемой жидкости, дебит по нефти и жидкости, качество и надежность электропитания приводных двигателей и пр.

Многие из «внешних» факторов изменяются с течением времени, и поэтому важно располагать не только текущим значением фактора, но и иметь сведения о его динамике. Эти задачи мо-

гут быть решены с помощью информации баз данных автоматизированных измерительных нефтепромысловых систем.

Кроме текущих параметров эксплуатации скважинного оборудования, базы данных компьютерных систем мониторинга содержат сведения о марке и характеристиках насосов, кабелей, муфт и других узлов, что позволяет проследить их миграции в процессе эксплуатации.

Заметим, что к «внешним» относится и ряд факторов, не измеряемых ИИС, но периодически контролируемых в лабораторных условиях. К ним относятся содержание в добываемой жидкости химически агрессивных и абразивных веществ, песка, солей, парафина и т.п.

Таким образом, использование данных автоматизированных информационно-измерительных систем позволяет устанавливать статистические законы распределения параметров надежности нефтедобывающего и энергетического оборудования на основе эмпирических данных, полученных непосредственно в производственных условиях. Объем информационных баз оказывается достаточным для классификации отказов насосно-силового оборудования нефтедобычи и определения численного соотношения между типами отказов технологического оборудования нефтяных промыслов.

1.1.2. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ДИНАМИКИ ИЗМЕНЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ НЕФТЯНЫХ ПРОМЫСЛОВ

Как было показано в предыдущем разделе, длительность межремонтного периода однотипного технологического оборудования определяют не только его конструкция и качество заводского исполнения (или ремонта), но и внешние факторы, обусловленные влиянием внешней среды и условиями эксплуатации оборудования.

В данном разделе разрабатывается математическая модель, сопоставляющая «время жизни» оборудования с качеством его изготовления, совершенством конструкции и условиями эксплуатации.

Известно значительное количество статистических моделей, описывающих вероятность выхода из строя технологического оборудования нефтепромыслов (электроцентробежных насосов (ЭЦН) и штанговых насосных установок (ШГНУ)). Как правило, во всех подобных моделях предполагается, что отказы оборудования происходят при условии стационарного потока отказов. Однако, исходя даже из самых общих соображений, следует

ожидать, что интенсивность отказов является функцией времени, причем по мере старения оборудования можно предположить возрастание интенсивности отказов.

Рассмотрим возможность определения этой временной зависимости на основании анализа баз данных информационно-измерительных систем, относящихся к зарегистрированным отказам технологического оборудования.

Предположим, что из N_0 единиц однотипного оборудования, эксплуатирующегося в пределах какого-либо месторождения, в течение промежутка времени t вышли из строя $N_f(t)$ единиц оборудования, а $N_s(t)$ сохранило работоспособность.

Очевидно, что

$$N_0 = N_f(t) + N_s(t). \quad (1.2)$$

Тогда вероятность безотказной работы насоса определится как

$$R(t) = \frac{N_s(t)}{N_s(t) + N_f(t)}, \quad (1.3)$$

где $R(t)$ – вероятность безотказной работы за время t .

С учетом (1.2) выражение (1.3) примет вид (1.1):

$$R(t) = N_s(t)/N_0. \quad (1.4)$$

Заметим, что при практических расчетах допустимо смещение момента времени запуска оборудования в работу при сохранении его времени наработки, как уже было сказано ранее.

Равенство (1.4) выполняется тем более точно, чем больше N_0 . При $N_0 \rightarrow \infty$ выражение (1.4) в пределе перейдет в функцию живучести.

Пусть функция вероятности появления отказа за время t есть $F(t)$, тогда

$$F(t) = 1 - R(t).$$

Используя (1.4), можно записать, что

$$F(t) = 1 - \frac{N_s(t)}{N_0}. \quad (1.5)$$

Подставляя (1.2) в (1.5), получим

$$F(t) = 1 - \left(\frac{N_0 - N_f(t)}{N_0} \right) = \frac{N_f(t)}{N_0}, \quad (1.6)$$

либо

$$R(t) = 1 - F(t) = 1 - \frac{N_f(t)}{N_0}. \quad (1.7)$$

Продифференцировав $R(t)$ по t , можно определить плотность распределения времени безотказной работы $f(t)$:

$$f(t) = \frac{dR(t)}{dt} = -\frac{dN_f(t)}{N_0 dt} = -\frac{1}{N_0} \cdot \frac{dN_f(t)}{dt}. \quad (1.8)$$

С помощью выражения (1.4) запишем выражение (1.8) в виде

$$\frac{dN_f(t)}{dt} = -N_0 \frac{dR(t)}{dt} = \frac{dN_s(t)}{dt}. \quad (1.9)$$

Разделив обе части (1.9) на $N_s(t)$, получим

$$\frac{1}{N_s(t)} \frac{dN_f(t)}{dt} = -\frac{N_0}{N_s(t)} \frac{dR(t)}{dt}, \quad (1.10)$$

или

$$\frac{1}{N_s(t)} \frac{dN_f(t)}{dt} = -\frac{N_0}{N_s(t)} \frac{dR(t)}{dt} = \lambda(t). \quad (1.11)$$

Выражение (1.11) имеет смысл функции интенсивности отказов. Используя полученную выше функцию плотности, можно записать

$$\lambda(t) = -\frac{1}{R(t)} \frac{dR(t)}{dt} = \frac{f(t)}{R(t)}. \quad (1.12)$$

Таким образом, зависимость (1.12) является универсальной зависимостью, позволяющей определять λ как функцию времени, если на основании априорной информации об эксплуатации однотипного оборудования известна плотность распределения времени безотказной работы $R(t)$.

Физический смысл зависимости λ от времени можно объяснить, если учесть, что на оборудование в процессе работы действуют факторы различной природы. В простейшем случае их, как принято ранее, можно представить как внешние и внутренние.

К внешним факторам отнесем условия эксплуатации, агрессивность добываемой жидкости, содержащей воду, растворенные соли, газы, абразивные вещества (т.е. износные причины по классификации отказов, представленной в предыдущем разделе настоящей работы). Эти факторы можно интерпретировать как качество «условий жизни» оборудования.

К внутренним факторам отнесем конструкцию и вид исполнения оборудования, качество сборки, качество материала изготовления и пр. Таким образом, совокупность этих внутренних факторов представляет собой некое «качество генофонда» оборудования.

Такая градация факторов воздействия на долговечность оборудования позволяет количественно описать очевидный постулат – качественно изготовленное оборудование прослужит в одних и тех же условиях дольше аналогичного, но с дефектами изготовления и конструкции.

Формализуем нашу задачу.

Необходимо определить временную динамику изменения интенсивности отказов оборудования вследствие воздействия совокупности внешних и внутренних факторов на основе анализа баз данных информационно-измерительной системы, содержащей причины отказов и продолжительность эксплуатации оборудования в межремонтные периоды.

В соответствии с постановкой задачи скорость убывания числа оставшегося в эксплуатации оборудования пропорциональна его первоначальному количеству и зависит от двух групп факторов.

Влияние этих совокупностей факторов учтем введением коэффициентов пропорциональности двух типов: $\alpha_1 = \text{const}$ и $\alpha_2 = \alpha_2(t)$.

В этих условиях кинетику выхода из строя оборудования можно описать следующим обыкновенным дифференциальным уравнением:

$$\frac{dN_s(t)}{dt} = -(\alpha_1 + \alpha_2) \cdot N_s(t), \quad (1.13)$$

где α_1 – коэффициент, учитывающий влияние на отказы внешних факторов; α_2 – коэффициент, учитывающий влияние на время жизни оборудования внутренних факторов.

Выражение (1.13) представим в виде

$$\frac{1}{N_s(t)} \cdot \frac{dN_s(t)}{dt} = -(\alpha_1 + \alpha_2). \quad (1.14)$$

С учетом (1.9) уравнение (1.14) запишется как

$$\frac{1}{N_s(t)} \cdot \frac{dN_f(t)}{dt} = -(\alpha_1 + \alpha_2). \quad (1.15)$$

Левая часть уравнения (1.15) представляет собой в соответствии с (1.11) мгновенное значение интенсивности отказов

$$\lambda(t) = -(\alpha_1 + \alpha_2).$$

Таким образом, изменение интенсивности отказов во времени объясняется изменением одного или нескольких действующих факторов (в нашем случае это может быть обводненность продукции, текущий дебит скважины и пр.).

Для экспериментальной проверки гипотезы о зависимости интенсивности отказов от времени и определения коэффициентов α_1 и α_2 нами были использованы базы данных компьютерной информационной системы по отказам технологического оборудования одного из месторождений Западной Сибири, включающие в себя информацию о 950 отказах.

Для определения вида и значения параметров α_1 и α_2 используем наиболее универсальный трехпараметрический закон распределения, учитывающий влияние как случайных факторов, так и «износные» явления – распределение Гомперца. Интегральная функция распределения Гомперца имеет вид

$$F(t) = 1 - \exp\left(-\int_0^t \lambda(t) dt\right), \quad (1.16)$$

где

$$\int_0^t \lambda(t) dt = K_1 \cdot t + K_2 (e^{K_3 t} - 1),$$

K_1, K_2, K_3 – положительные константы, определяемые путем решения обратной задачи нахождения параметров эмпирических зависимостей.

Коэффициент K_1 в этом распределении характеризует влияние внешних воздействий, K_2 и K_3 – «износ» системы. Если положить $K_2 = 0$, то получится стандартное показательное распределение.

Учитывая вид интегральной функции (1.16) и соотношение $F(t) = 1 - R(t)$, получим

$$R(t) = \exp\left(-K_1 \cdot t - K_2 (e^{K_3 t} - 1)\right). \quad (1.17)$$

Так как согласно принятой модели $\lambda(t) = -(\alpha_1 + \alpha_2)$, имеем

$$\alpha_1 = -K_1;$$

$$\alpha_2(t) = -K_2 \cdot K_3 \cdot e^{K_3 t}.$$

Таким образом, второе слагаемое в выражении для интенсив-

ности отказов $\lambda(t)$ действительно является функцией времени, при условии, что вычисленные значения K_2 и K_3 окажутся отличными от нуля. Составляющая $-\alpha_2(t)$ является возрастающей функцией, следовательно, неблагоприятное влияние внешних факторов усиливается по мере старения оборудования.

Для определения коэффициентов K_1 , K_2 и K_3 на основании соотношения (1.4) по экспериментальным данным определялись эмпирические значения функции надежности $R^*(t)$, а затем минимизировалась сумма квадратов разностей

$$S = \sum_{i=0}^n (R^*(t_i) - R(t_i))^2 \rightarrow \min, \quad (1.18)$$

где $R^*(t_i)$ – эмпирическое значение функции надежности в момент времени t_i ; $R(t_i)$ – расчетное значение функции надежности в тот же момент времени.

Минимизация функционала (1.18) производилась при помощи стандартной функции «Поиск решения» электронной таблицы Excel [6].

В качестве примера проверки адекватности высказанных предположений о структуре и параметрах модели нами были использованы данные об отказах насосного оборудования, уже использовавшихся ранее.

Результаты этих исследований представлены на рис. 1.3, 1.4.

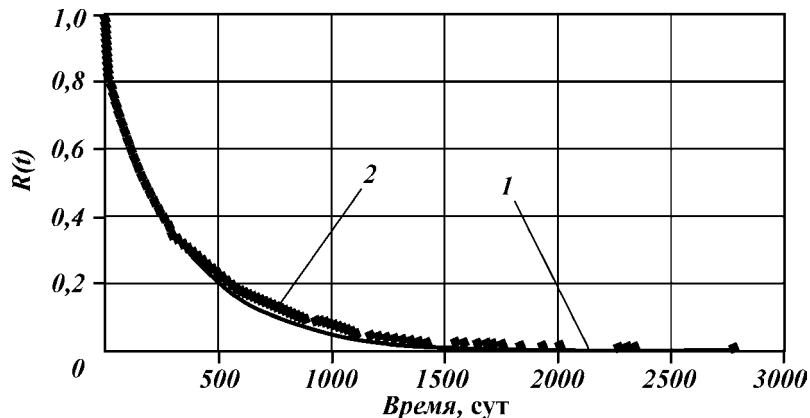


Рис. 1.3. Функция надежности насосного оборудования за период 1993–2000 гг. (общее количество отказов 950):
1 – расчетная кривая; 2 – эмпирические данные; значения параметров распределения, сут⁻¹: $K_1 = 0,0028$, $K_2 = 0,1603$, $K_3 = 0,7647$

На рис. 1.4, *а, б, в, г* представлены результаты аналогичных исследований, в которых использовались базы данных об отказах соответствующего оборудования по конкретным видам причин (классификация причин соответствует принятой ранее).

Из рис. 1.4, *а, б, в* следует, что интенсивность отказов существенно зависит от времени (K_2 и K_3 отличны от нуля). Причем значения этих коэффициентов особенно велики у модели, описывающей отказы насосов по причине ярко выраженной «износостойкой» направленности – «засорение рабочих органов песком» (см. рис. 1.4, *а*).

Для сравнения степени точности расчета изменения показателей надежности эксплуатации оборудования по предложенной модели с точностью стандартных процедур нами были проведены соответствующие исследования, результаты которых представлены в табл. 1.3.

Для сравнения использовалась экспоненциальная модель изменения функции надежности во времени, рекомендуемая к использованию рядом авторов [7].

В табл. 1.3 представлены также результаты расчетов параметра S в зависимости (1.18), вычисленного по идентичным базам данных для экспоненциальной модели (S_1) и предлагаемой (S_2).

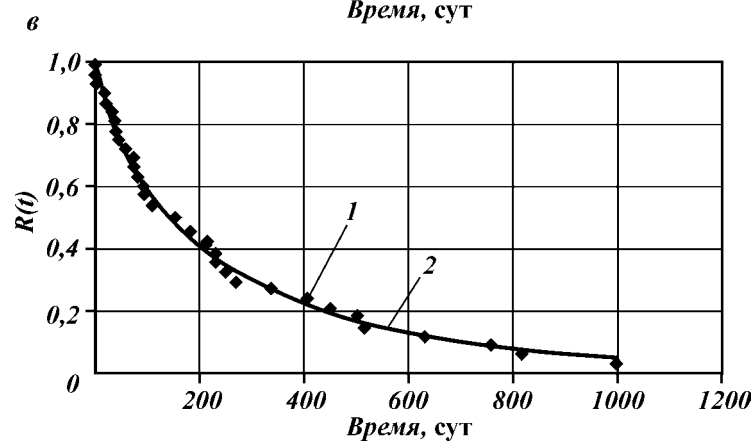
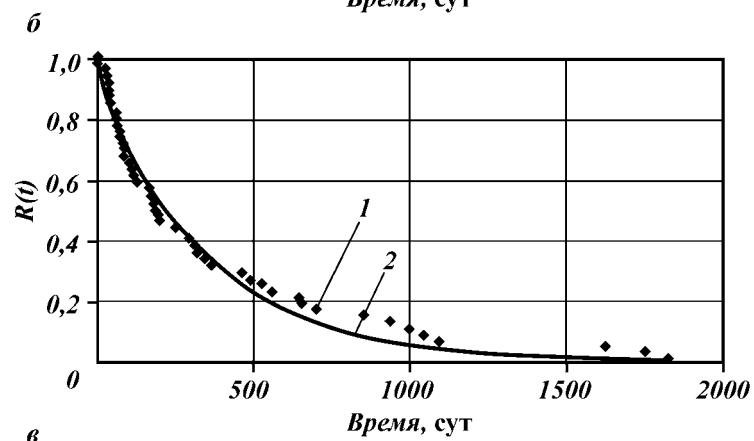
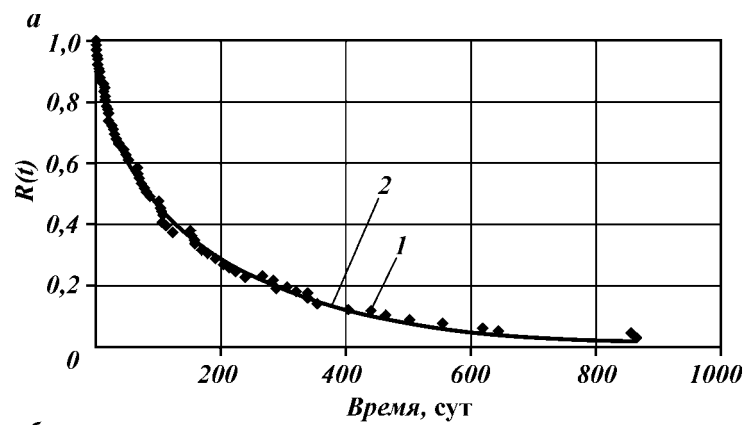
В качестве критерия точности моделей использовалась величина среднеквадратичной относительной погрешности:

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{\sum_{i=0}^n (R^*(t_i) - R(t_i))^2}{\sum_{i=0}^n R^{*2}(t_i)}} \cdot 100\%.$$

Таблица 1.3

Сравнительные характеристики достоверности предлагаемой модели расчета изменения временных показателей надежности оборудования нефтяных промыслов

Причина отказа	S_1	S_2	K_i			S/S^*	$\varepsilon_1, \%$	$\varepsilon_2, \%$
			K_1	K_2	K_3			
Отказы по всем причинам	8,610	0,4719	0,0028	0,1603	0,7647	18,3	10,3	3,8
Засорение песком	0,6998	0,0213	0,0044	0,3230	0,0325	33,3	10,2	2,8
Негерметичность НКТ	0,4346	0,0788	0,0027	0,0670	0,9421	5,5	33,7	6,8
Полеты	0,1567	0,0124	0,0027	0,4205	0,0083	13,1	7,4	3,3
Снижение динамического уровня	0,0266	0,0266	0,0042	0	0	1	5,3	5,3



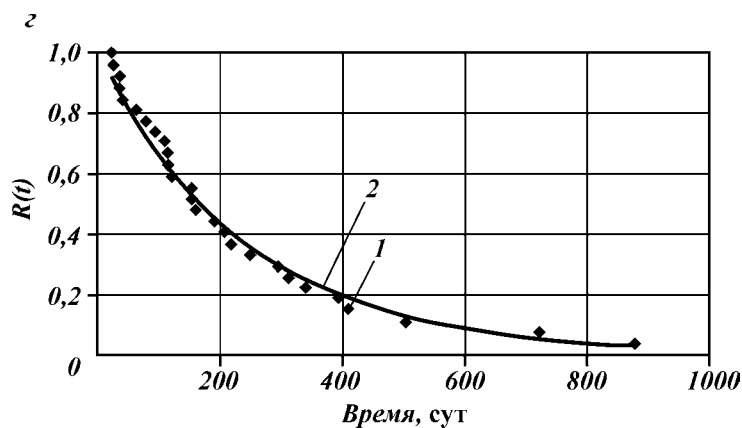


Рис. 1.4. Кривые изменения функции надежности насосного оборудования во времени. Причина отказов: *a* – засорение рабочих органов песком; *б* – негерметичность НКТ; *в* – «полеты», *г* – снижение динамического уровня (оборудование СП «Ватойл»). 1 – эмпирические данные; 2 – расчетная кривая

Параметр	Значения параметров распределения, сут ⁻¹			
	<i>a</i>	<i>б</i>	<i>в</i>	<i>г</i>
K_1	0,00441	0,002756	0,002692	0,004151
K_2	0,322997	0,067026	0,420461	0
K_3	0,032488	0,94213	0,008278	0

Анализ полученных результатов показывает (см. табл. 1.3), что точность предложенной модели (ε_2) в 2,2–4,9 раз превышает точность экспоненциальной (отношение $\varepsilon_1/\varepsilon_2$). Исключение составляют отказы по причинам, не зависящим от износа, – при снижении динамического уровня в скважине. В этом случае предложенная модель совпадает с экспоненциальной моделью, т.е. интенсивность отказов в подобных случаях постоянна во времени.

Как следует из полученных результатов, трехпараметрическая модель отказов нефтегазового оборудования, учитывающая временную зависимость интенсивности отказов, позволяет с большей степенью точности описывать реальные износные и приработочные процессы, чем принятые в настоящее время одно- и двухпараметрические. Исследование подобных моделей позволит глубже понять сущность физических процессов, протекающих при работе подземного оборудования нефтегазодобычи, с учетом постоянно изменяющихся условий – свойств добываемой жидкости, стадии разработки месторождения, проницаемости продуктивных пластов и т.п.

1.1.3. РАСПОЗНАВАНИЕ ТИПОВ ОТКАЗОВ И МЕСТ ИХ ЛОКАЛИЗАЦИИ В ПРЕДЕЛАХ МЕСТОРОЖДЕНИЯ

При решении задач регулирования показателей надежности нефтегазового оборудования необходимо создать формализованное описание достаточно субъективного понятия надежности объекта, зависящей от большого числа определяющих факторов, которые, как показано в предыдущих разделах, носят вероятностный характер. Ситуации оцениваются при этом в условиях высокой неопределенности исходной информации и носят характер распознавания образов.

Основной задачей теории распознавания образов является кластеризация совокупности объектов – разделение множества объектов на группы, характеризующиеся общими родственными свойствами.

В нашем случае под образами будем понимать некоторое обобщение множества различных типов отказов технологического оборудования.

В общем случае уровень надежности того или иного объекта характеризуется вектором состояния или признаков, в зависимости от конкретных значений компонент которого можно утверждать принадлежность объекта к тому или иному образу.

Как уже отмечалось выше, наработка на отказ насосно-силового оборудования зависит от условий эксплуатации. Поэтому представляет интерес решение задачи выработки некоторого принципа, позволяющего объединять в кластеры скважины, схожие по типам возникающих отказов в их работе, т.е. провести кластеризацию скважин по условиям работы насосов («внешние» факторы по принятой в предыдущем разделе терминологии).

Примем, что «внешние» факторы в пределах куста скважин одинаковы. Такое допущение близко к реальности, так как незначительные характерные линейные размеры кустов (сотни метров) по сравнению с размерами месторождения (сотни километров) позволяют считать куст за точечный объект, а свойства пласта и жидкости в пределах куста – близкими. Кроме того, подобное объединение скважин по условиям эксплуатации позволяет сформировать достаточно представительную выборку по типам отказов оборудования, в то время как при индивидуальном учете отказов для единичной скважины объем выборки может оказаться недостаточным даже при использовании всей имеющейся базы данных автоматизированной информационно-измерительной системы, описывающей имевшие место случаи отказов оборудования.

В качестве примера кластеризации кустов добывающих сква-

жин по типам отказов установок ЭЦН рассмотрим одно из месторождений Западной Сибири.

На первом этапе кластеризации произведем многомерное шкалирование кустов скважин по количеству произошедших за определенный отрезок времени (1999–2001 гг.) отказов и их типам (классификация соответствует рис. 1.2). Результаты подобного шкалирования представлены в табл. 1.4, которая представляет собой матрицу a_{ij} , где i – номер куста (по порядку), j – тип отказа ($1 \leq j \leq 5$).

Из представленных данных следует, что и типы отказов, и их количество на кустах скважин варьируются весьма значительно (от 1 до 23).

Таблица 1.4

Шкалирование отказов насосов ЭЦН по кустам и типам отказов

Номер куста	Засорение	Негерметичность НКТ	Полеты	Снижение динамического уровня	Электрические причины	Сумма
307	3	3		1	2	9
241	8				2	10
205	13	1	2		1	17
204	1	2	2	2		7
203	3	2	1			6
201	3		4		1	8
191	3	1				4
190	4	2	2		1	9
188			1			1
187	4	1	2		2	9
186	6	4	4			14
177	1		1			2
176	15	1	5	1	1	23
175			1			1
174	1	2	3		2	8
164	1	1	2			4
163	2	5	3	3	1	14
162	1	9	1			11
151					1	1
150			2			2
149	1	3			1	5
148	9	1	1	2	1	14
147	5	1	1	3		10
133	5	2		1	2	10
132	5		1	3	3	12
131	3	2	1	3	1	10
119	2	1			1	4
118	3	1	2	1		7
117	4				1	5
105	4		1			5
104	4			2	1	7
29	13	3		1		17
8	6	2		4	1	13
Сумма	133	50	43	27	26	279

Для устранения неравномерности шкалирования по типам отказов оборудования и реализации возможности сравнения эмпирических частот аварий по разным причинам, произведем нормирование исходной таблицы, разделив каждый член исходной матрицы a_{ij} на общее число отказов всех типов на скважинах данного куста, т.е. получим матрицу b_{ij} , где

$$b_{ij} = a_{ij} / \sum_{j=1}^{j=n} a_{ij}, \quad (1.19)$$

где n – число типов аварий (в нашем случае $n = 5$).

Результаты подобного преобразования представлены в табл. 1.5. Данные в табл. 1.5 представляют собой эмпирические частоты

Таблица 1.5

Экспериментальные частоты отказов различного типа для отдельных кустов скважин

Номер куста	Засорение	Негерметичность НКТ	Полеты	Снижение динамического уровня	Электрические причины	Сумма
307	0,33	0,33	0,00	0,11	0,22	1,00
241	0,80	0,00	0,00	0,00	0,20	1,00
205	0,76	0,06	0,12	0,00	0,06	1,00
204	0,14	0,29	0,29	0,29	0,00	1,00
203	0,50	0,33	0,17	0,00	0,00	1,00
201	0,38	0,00	0,50	0,00	0,13	1,00
191	0,75	0,25	0,00	0,00	0,00	1,00
190	0,44	0,22	0,22	0,00	0,11	1,00
188	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	1,00
187	0,44	0,11	0,22	0,00	0,22	1,00
186	0,43	0,29	0,29	0,00	0,00	1,00
177	0,50	0,00	0,50	0,00	0,00	1,00
176	0,65	0,04	0,22	0,04	0,04	1,00
175	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	1,00
174	0,13	0,25	0,38	0,00	0,25	1,00
164	0,25	0,25	0,50	0,00	0,00	1,00
163	0,14	0,36	0,21	0,21	0,07	1,00
162	0,09	0,82	0,09	0,00	0,00	1,00
151	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	1,00
150	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	1,00
149	0,20	0,60	0,00	0,00	0,20	1,00
148	0,64	0,07	0,07	0,14	0,07	1,00
147	0,50	0,10	0,10	0,30	0,00	1,00
133	0,50	0,20	0,00	0,10	0,20	1,00
132	0,42	0,00	0,08	0,25	0,25	1,00
131	0,30	0,20	0,10	0,30	0,10	1,00
119	0,50	0,25	0,00	0,00	0,25	1,00
118	0,43	0,14	0,29	0,14	0,00	1,00
117	0,80	0,00	0,00	0,00	0,20	1,00
105	0,80	0,00	0,20	0,00	0,00	1,00
104	0,57	0,00	0,00	0,29	0,14	1,00
29	0,76	0,18	0,00	0,06	0,00	1,00
8	0,46	0,15	0,00	0,31	0,08	1,00
Сумма	0,48	0,18	0,15	0,10	0,09	1,00

ты отказов того или иного типа для каждого куста скважин из рассматриваемой совокупности. Простейшим методом обработки данных табл. 1.5 для кластеризации кустов скважин по типам отказов является сортировка по столбцам. В результате мы будем располагать информацией о группах кустов, наиболее подверженных отказам определенного типа (табл. 1.6).

Будем в качестве кластеров рассматривать группы объектов (кустов), объединенные по характерному типу возникающих отказов. Как следует из табл. 1.6, каждому из типов отказов подвержены свои подмножества, а их пересечения составляют незначительную долю. В наиболее представительную группу кустов (кластер) входят объекты потенциально опасные по засорению рабочих органов насосов. Для 11 кустов (№ 241, 117, 105, 205, 29, 191, 176, 148, 104, 203, 177) вероятность именно этого типа аварии превышает 50 %. В кластер «Полеты» включены 6 кустов (№ 188, 175, 150, 164, 177, 201), в «Негерметичность НКТ» – 2 куста (№ 162, 149). По электрическим причинам отказов выделен всего один куст № 151, а отказы по причине «Снижения динамического уровня» не являются характерными ни для одного куста скважин.

Таким образом, кластеризация объектов по единственной причине отказа дает лишь 3–4 кластера, содержащих незначительную часть всех объектов нефтепромысла. Поэтому была проведена дополнительная кластеризация кустов скважин другим способом.

Этим способом обработки матрицы b_{ij} (см. табл. 1.5), позво-

Таблица 1.6

Кластеризация отказов различного типа по кустам скважин
(выделенные значения соответствуют эмпирической вероятности, большей 0,5)

Номер куста	Засорение	Номер куста	Полеты	Номер куста	Негерметичность НКТ	Номер куста	Электрические причины	Номер куста	Снижение динамического уровня
241	0,80	188	1,00	162	0,82	151	1,00	8	0,31
117	0,80	175	1,00	149	0,60	132	0,25	131	0,30
105	0,80	150	1,00	163	0,36	174	0,25	147	0,30
205	0,76	164	0,50	203	0,33	119	0,25	104	0,29
29	0,76	177	0,50	307	0,33	307	0,22	204	0,29
191	0,75	201	0,50	186	0,29	187	0,22	132	0,25
176	0,65	174	0,38	204	0,29	133	0,20	163	0,21
148	0,64	186	0,29	191	0,25	149	0,20	148	0,14
104	0,57	204	0,29	119	0,25	241	0,20	118	0,14
203	0,50	118	0,29	164	0,25	117	0,20	307	0,11
177	0,50	190	0,22	174	0,25	104	0,14	133	0,10

ляющим находить схожие по внешним факторам объекты, является корреляционный анализ.

Корреляционный анализ позволяет определять схожие соотношения (пропорции) между вероятностями отказов различного типа, например, объединяя в один кластер кусты, соотношения между эмпирическими вероятностями отказов которых близки к следующему: «Засорение» – 40 %, «Полеты» – 30 %, «Негерметичность НКТ» – 20 %, электрические причины – 10 %, «Снижение динамического уровня» – 0 %. Таким образом, подобная кластеризация принципиально отличается от проведенной выше, однако также определенным образом характеризует влияние внешних факторов.

Корреляционная таблица для кластеризации объектов (табл. 1.7) вычислялась по известному соотношению

$$r_{km} = \frac{\sum_{i=1}^n (a_{ik} - M_{ik})(a_{im} - M_{im})}{n \cdot \sigma_k \cdot \sigma_m}, \quad (1.20)$$

где a_{ik} – эмпирическая вероятность дефекта k -го типа на i -ом объекте; M_{ik} – соответствующие оценки математического ожидания; σ_k – средние квадратические отклонения.

В табл. 1.7 представлены только те коэффициенты, значения которых превышают 0,7. Эта величина определяется 95%-ой значимостью при данном объеме выборки.

Как следует из табл. 1.7, для каждого объекта существует группа схожих объектов. Например, преимущественные причины отказов оборудования куста № 117 (первая строка табл. 1.7) подобны причинам отказов кустов № 104, 164, 149, 201. Число кустов в кластерах варьируется от 1 до 14 и в среднем составляет 6,8.

Корреляционную таблицу можно рассчитать и по другим критериям, например, по порядковым статистикам (коэффициенты корреляции Спирмена и Кендала), которые позволяют устанавливать наличие связи между объектами при малых объемах выборок по типам дефектов, как в нашем случае. Подобные расчеты были проведены, но существенных отличий от данных табл. 1.7 обнаружено не было.

Проведенные исследования показывают, что разделение объектов по характерным признакам (типам отказов) имеет место. По нашим предположениям, физический смысл кластеризации состоит во влиянии на эксплуатационную надежность оборудования схожих внешних факторов. Определение среднего размера кластера будет использовано в следующем разделе при разработке картографических методов анализа надежности.

Продолжение табл. 1.7

Номер куста	307	147	133	118	164	105	131	149	204	163	201	174	162	188	175	151	150
117					0,81			0,70			0,89						
205						0,74		0,73	0,71		0,84		0,99		0,84	0,89	
191											0,81		0,96		0,82	0,93	
241	0,89																
176											0,77					0,83	
29				0,87													
104											0,88		0,89		0,76	0,98	0,71
177											0,81		0,78			0,78	
119				1,00													
203											0,81		0,86				
187												0,77					
190												0,86					
186											0,71	0,70	0,91		0,79	0,87	
8				1,00													
148				0,80								0,76					
132																	
307	1,00	0,78															
147	0,78	1,00			0,91												
133			1,00														
118				1,00													
164		0,91			1,00												
105						1,00	0,72									0,78	
131						0,72	1,00										0,79
149								1,00			0,79					0,73	
204									1,00				0,73		0,89		
163										1,00			0,87				0,80
201											1,00		0,87			0,80	
174												1,00					
162													1,00		0,87	0,89	
188														1,00			
175															1,00	0,87	0,89
151															0,78	1,00	0,75
150						0,78	0,79	0,73		0,80	0,80		0,89		0,89	0,75	1,00

1.1.4. МЕТОД МНОГОМЕРНОГО ПРЕДСТАВЛЕНИЯ ДАННЫХ ДЛЯ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ АВАРИЙНО-ОПАСНЫХ УЧАСТКОВ МЕСТОРОЖДЕНИЯ

В предыдущем разделе было показано, что различные типы отказов оборудования имеют достаточно определенный характер по месту локализации на территории нефтяных месторождений.

В связи с этим становится актуальной задача как можно более точного определения подобных аномальных зон, что даст дополнительный инструмент к подходу планирования работы аварийно-восстановительных бригад и позволит корректировать план-график проведения планово-предупредительных ремонтов.

Одним из математических методов обработки больших массивов информации, связанных с пространственным расположением объектов, позволяющих выявлять значимые связи между явлениями различной физической природы, является их представление в виде многомерных структур (гиперповерхностей). Современная компьютерная база позволяет достаточно быстро производить расчеты по различным алгоритмам интерполяции экспериментальных точек, получать произвольные срезы многомерных гиперповерхностей, вращать структуру и т.п. Эти методы нашли широкое применение в геоинформационных системах и других областях, связанных с протяженными или пространственными объектами [8].

Перспективы использования многомерного представления данных при исследовании надежности и производственной безопасности нефтегазодобычи обусловлены следующими обстоятельствами. Как показано в предыдущем разделе, объекты нефтедобычи группируются в кластеры по характерным типам отказов. Подобная локализация приоритетных типов отказов связана с воздействием внешних факторов, и можно с большим основанием предположить, что их влияние есть функция от места расположения объекта на территории месторождения, т.е. от географических координат.

Для проверки этой гипотезы был проведен корреляционный анализ между данными по аварийности насосно-силового оборудования и внешними факторами различной физической природы, а также между самими этими факторами. Для этого использовался стандартный коэффициент взаимной корреляции и коэффициент ранговой корреляции (Спирмена) [9, 10], позволяющий использовать малые объемы выборок.

Результаты этого анализа представлены в табл. 1.8. Выделенные в табл. 1.8 значения коэффициентов корреляции соответст-

Таблица 1.8

Определение наличия статистически устойчивых связей между технологическими параметрами и количеством и типами отказов

Параметр	Число скважин в кусте	Общее число аварий на кусте	Интенсивность аварий на кусте	Объем добычи нефти на куст	Средняя обводненность	Дебит жидкости на куст	Объем закачки воды на куст
Число скважин в кусте	1						
Общее число аварий на кусте	0,765	1					
Интенсивность аварий на кусте	0,756						
Объем добычи нефти на куст	-0,266*	0,339	1				
Средняя обводненность	-0,238*	0,348					
Дебит жидкости на куст	0,824	0,677	-0,133*	1			
Объем закачки воды	0,729	0,685	-0,101*				
	-0,091*	-0,160*	-0,108*	-0,402	1		
	-0,055*	-0,255*	-0,064*	-0,577			
	0,905	0,736	-0,192*	0,888	-0,0289*	1	
	0,873	0,663	-0,261*	0,780	-0,016*		
	0,607	0,512	-0,111*	0,493	0,012*	0,603	1
	0,731	0,697	0,016*	0,628	0,023*	0,740	

Примечание. Значения, отмеченные звездочкой, статистически незначимы.

вуют уровню значимости корреляционной связи между факторами, равному 0,95.

Как следует из анализа табл. 1.8, общее число возникающих отказов технологического оборудования куста имеет значимую корреляционную связь со всеми рассматриваемыми параметрами, за исключением такого показателя, как обводненность. Интенсивность же появления отказов не имеет значимой связи ни с одним из технологических показателей работы скважины (см. четвертый столбец табл. 1.8). В то же время, как следует из табл. 1.9, интенсивность отказов оборудования различается по кустам более чем в 8 раз.

Столь значительный разброс при достаточно большом объеме выборки (1200 случаев) позволяет предположить, что причиной различий в интенсивности отказов разного типа является местоположение куста на территории месторождения.

Известно, что аварийность насосно-силового оборудования нефтепромыслов зависит от множества причин – наличия механических примесей в жидкости, содержания солей, вязкости и обводненности продукции и т.п. [5, 7]. Большинство из перечисленных выше факторов, в свою очередь, изменяются в зависимости от местоположения добывающей скважины на территории месторождения. Поэтому интересно исследовать зависимость интенсивности возникновения отказов насосного технологического

Таблица 1.9

Распределение интенсивности аварий по кустам скважин

№ куста	8	29	104	105	117	118	119	131	132	133	147	148	149	150	162	163
Интен- сивность отказов, год ⁻¹	1,07	0,65	1,08	1,11	0,53	0,40	0,71	1,13	1,46	0,74	0,78	1,25	0,94	0,28	0,69	0,88

Продолжение табл. 1.9

№ куста	164	174	175	176	177	186	187	188	190	191	201	203	204	205	206	241	307
Интен- сивность отказов, год ⁻¹	0,67	0,66	0,30	1,27	0,72	0,97	1,10	1,17	0,53	0,28	1,00	0,90	0,88	0,74	0,17	0,89	0,79

оборудования от географического положения скважины в пределах месторождения. Результаты подобных исследований могут быть использованы для прогнозирования параметров надежности оборудования конкретного месторождения и оптимизации территориального размещения ремонтно-восстановительных служб нефтедобывающего предприятия.

В соответствии с результатами исследований, представленных в разделе 1.2.3, в качестве точечного географического объекта нами, как и раньше, был выбран куст скважин.

Исходной информацией для расчетов служили координаты расположения кустов на местности и база данных по дефектам оборудования (более 1200 дефектов). Дополнительно использовалась информация по другим внешним факторам – суммарным дебитам кустов, обводненности продукции скважин, объему закачиваемой в пласт воды нагнетательными скважинами куста и другие данные, получаемые с помощью информационно-измерительной системы.

Число объектов (кустов скважин) составляло 37, на каждом из которых было расположено от двух до 20 добывающих скважин и до 8 нагнетательных.

Для проверки предположения о наличии связи количества дефектов скважинного оборудования с координатами расположения скважин на территории месторождения данные по интенсивностям отказов (табл. 1.9) были представлены в виде трехмерной поверхности (рис. 1.8).

Анализ рис. 1.5 показывает, что в пределах месторождения существуют локальные экстремумы функции

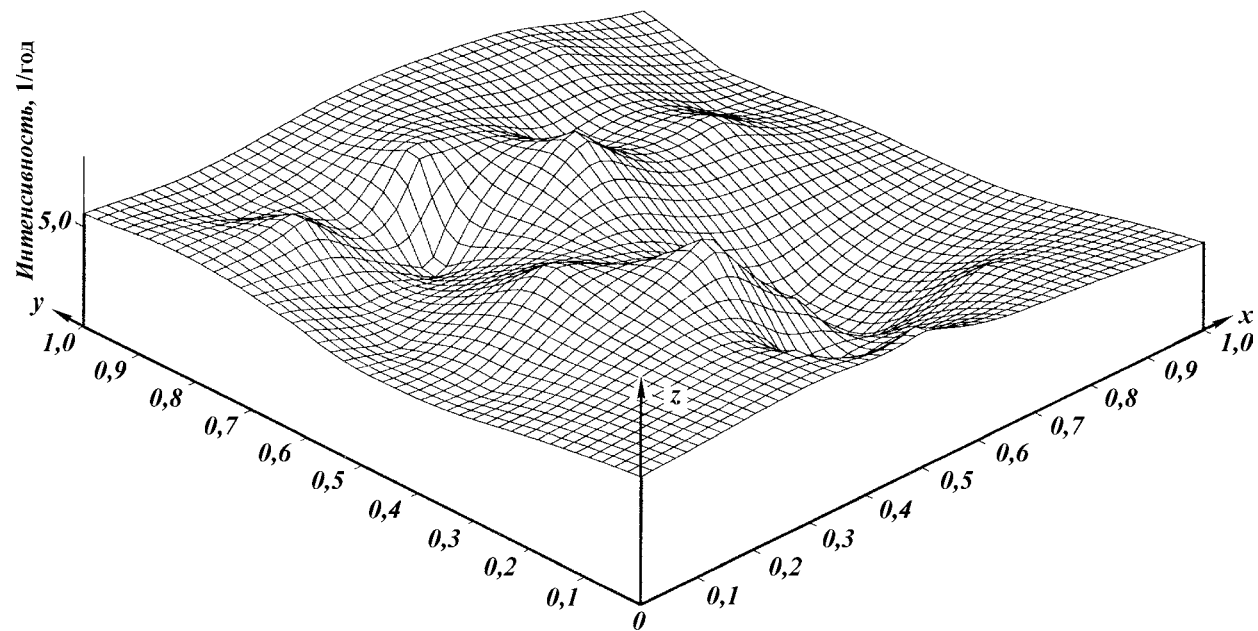


Рис. 1.5. Изменение интенсивности отказов (по всем типам) в пределах нефтяного месторождения (обобщение информации за 1993–2001 гг.):

x, y – нормированные координаты площади месторождения; z – интенсивность отказов в пределах кустов скважин

$$z = z(x, y), \quad (1.21)$$

где z – интенсивность отказов всех типов по кустам скважин; x, y – географические координаты кустов скважин.

Таким образом, подобное обобщение информации показывает, что в пределах месторождения существуют области, характеризующиеся аномально высокими значениями интенсивности отказов. И наоборот, существуют зоны, характеризующиеся повышенным уровнем надежности эксплуатации оборудования.

Для проверки высказанной в разделе 1.2.3 гипотезы о возможной кластеризации отказов по их типам нами были проведены аналогичные построения поверхностей отказов различных типов. При этом использовалась классификация отказов, соответствующая разделу 1.1.2 настоящей работы.

На рис. 1.6 представлена поверхность отказов типа «Засорение рабочих органов насоса». Как следует из анализа структуры поверхности, в данном распределении наблюдаются более выраженные максимумы, чем в предыдущем случае, где суммарный вклад всех типов неисправностей сглаживает поверхность. Из этого следует, что действительно имеет место определенная «привязка» конкретных типов отказов оборудования к местности.

Распределения интенсивностей возникновения отказов по основным причинам представлены на рис. 1.7, *а, б, в*, и они также имеют характерный вид.

Для выявления причин неравномерного распределения различных типов отказов по территории месторождения нами были использованы методы ранговой корреляции. В отличие от данных табл. 1.8, в которой отсутствуют значимые корреляционные связи интенсивности отказов с технологическими характеристиками работы скважин, в расчетах применялся метод специального отбора объектов. Из всей выборки объектов для расчетов выбирались лишь те, интенсивность аварий на которых имела четко выраженный локальный максимум на поверхностях отказов. Такая процедура устраняла сглаживание корреляций (при их наличии), вызванное взаимным влиянием различных «территориальных» факторов.

На рис. 1.8 приведено сечение поверхности, изображенной ранее на рис. 1.6. Влияние объектов, охватываемых выделенной линией (по уровню 0,5 отказ/скв.), создает характерные максимумы на поверхности. Заметим, что число объектов при таком выборе уровня совпадает со средним размером кластера (см. раздел 2.2.3). Эти объекты и служат для расчетов коэффициентов ранговой корреляции.

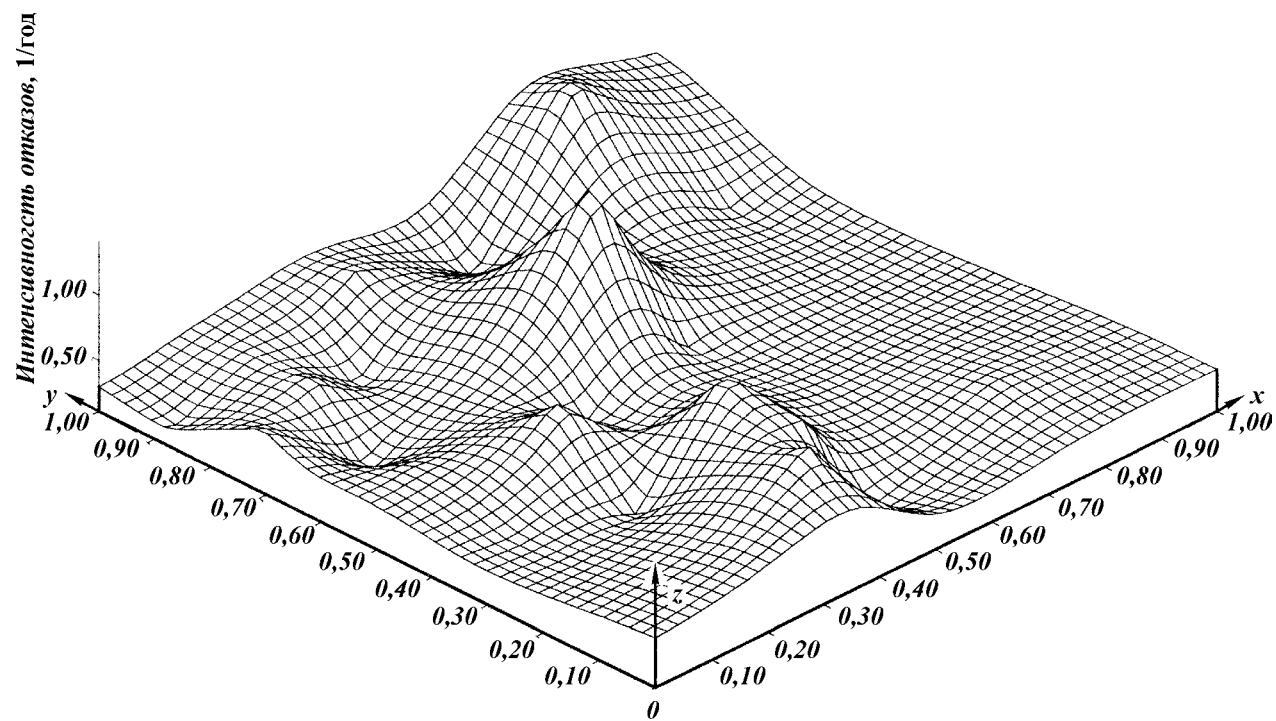


Рис. 1.6. Поверхность отказов по причине засорения рабочих органов насосов:
 x, y – нормированные координаты площади месторождения; z – интенсивность отказов в пределах кустов скважин

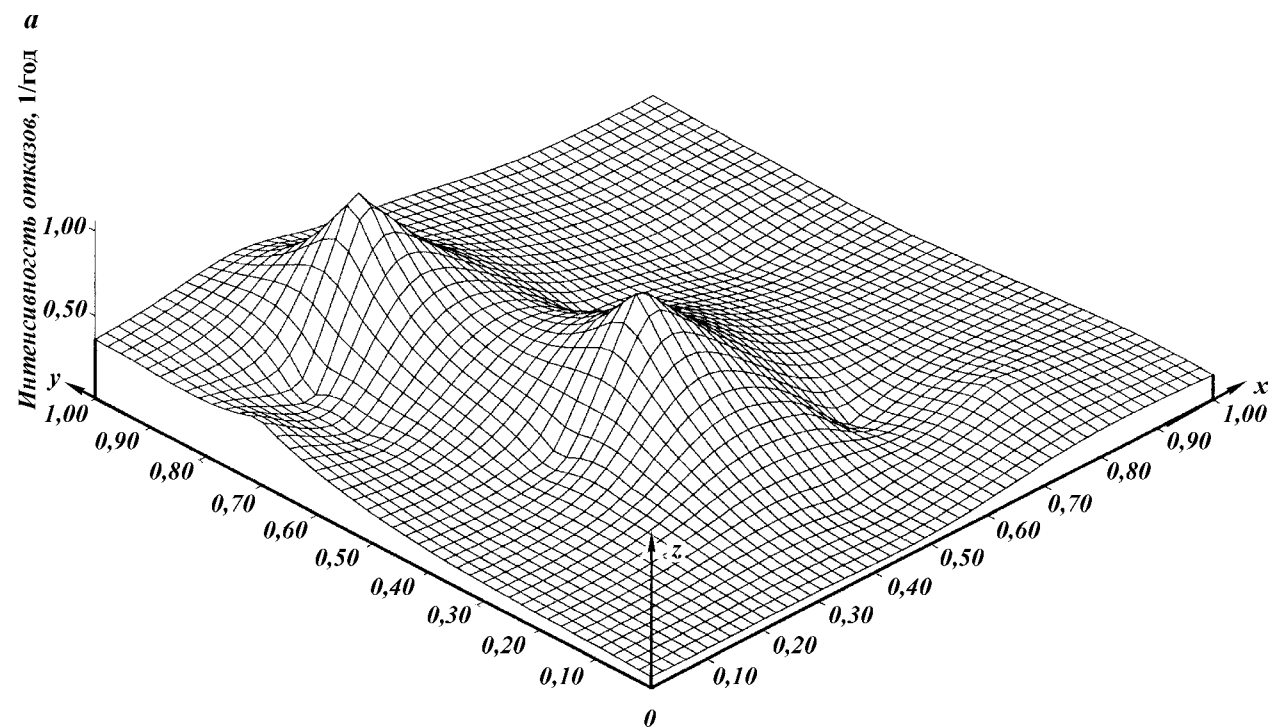


Рис. 1.7. Локализация отказов.

Причины отказов: a – негерметичность НКТ; b – «полеты»; c – электрические; x, y – нормированные координаты площади месторождения; z – интенсивность отказов в пределах кустов скважин

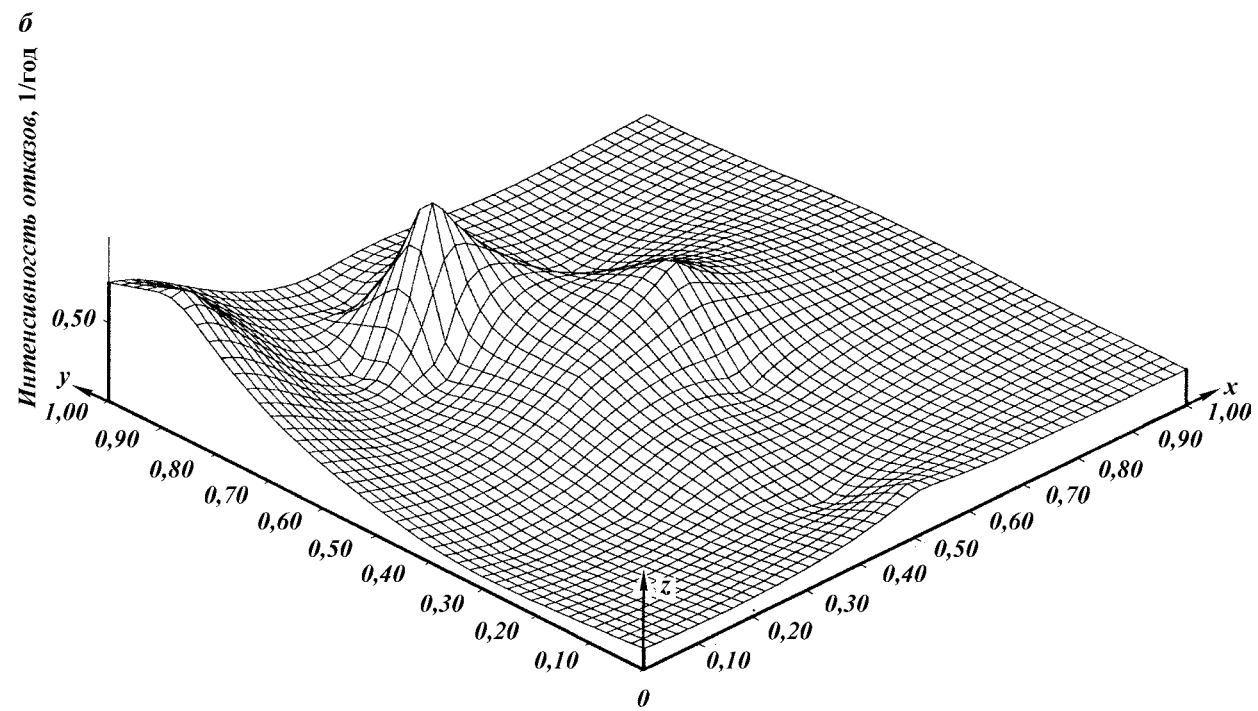


Рис. 1.7. Продолжение

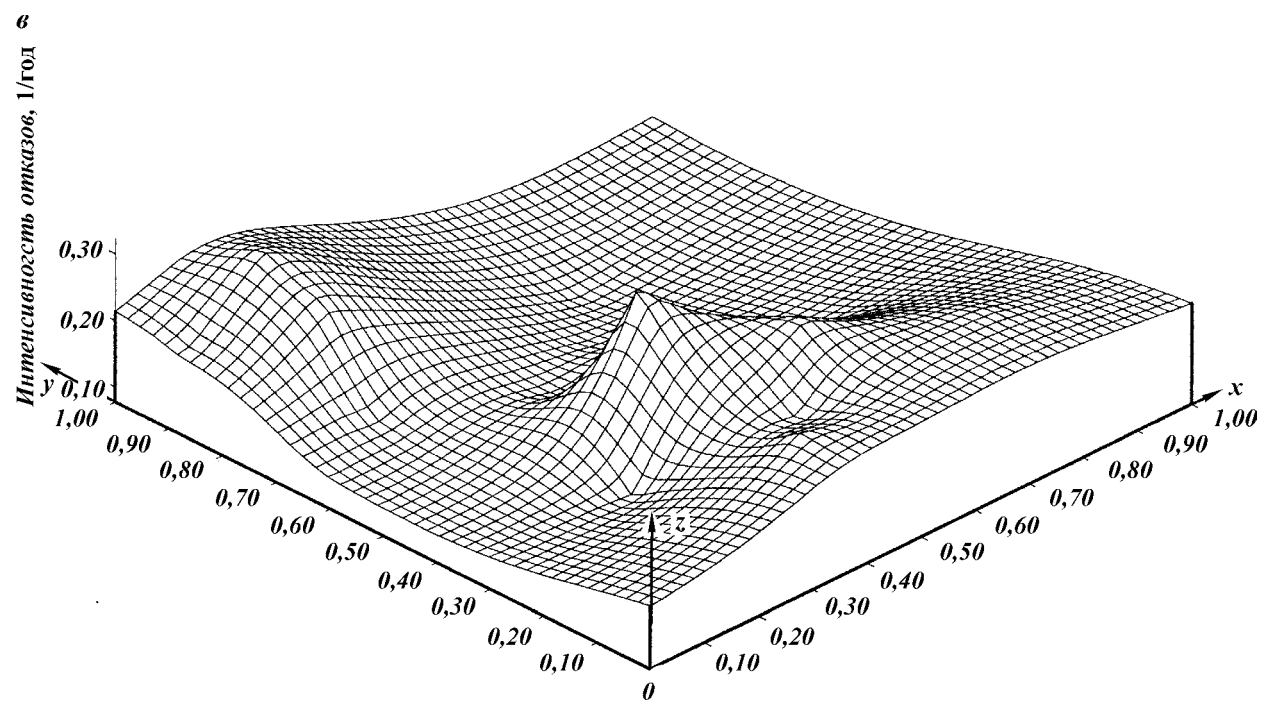


Рис. 1.7. Продолжение

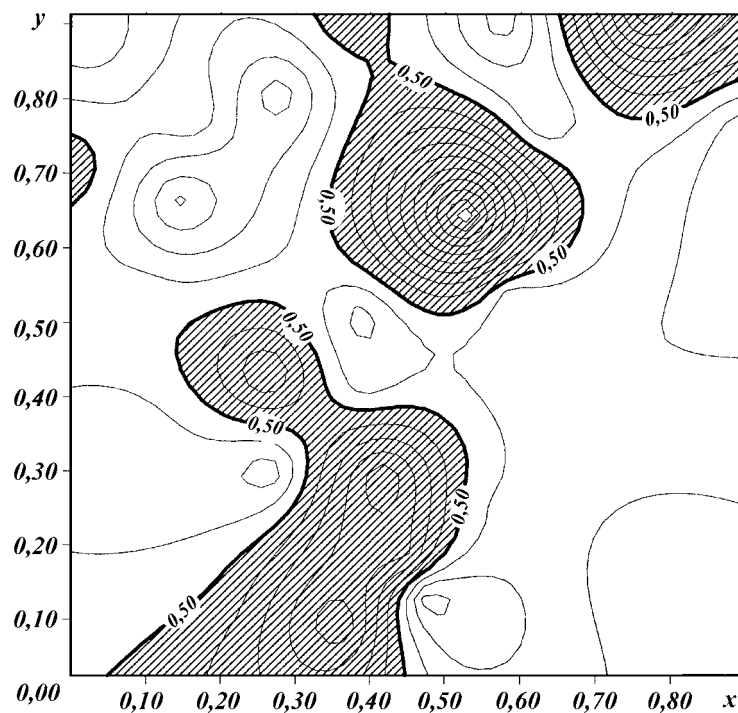


Рис. 1.8. Сечение поверхности отказов плоскостью, соответствующей значимой корреляционной связи.

Штриховкой показаны зоны достоверной аномальной аварийности

Коэффициент ранговой корреляции был выбран по той причине, что он может с успехом применяться для выявления связей при малых объемах выборок (не менее трех объектов [9, 10]). В нашем случае после отбора по данным рис. 1.13 осталось 8 кустов скважин (табл. 1.10). Данные по выбранным объектам и стадии расчета коэффициента ранговой корреляции для примера расчета взаимосвязи пары параметров «интенсивность аварий по засорению» – «дебит нефти» приведены в табл. 1.10. Расчет проводился по формуле

$$\gamma = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R_{a_i} - R_{b_i})^2}{n^3 - n}, \quad (1.22)$$

где R_a и R_b – ранги параметров a и b на i -м объекте, n – объем выборки.

Таблица 1.10

Исходные данные и расчет коэффициента ранговой корреляции γ

Номер куста	Координаты		Интенсивность, авар./скв	Дебит нефти, м ³ /сут-куст	R_1	R_2	$(R_1 - R_2)^2$	Сумма $\Sigma(R_1 - R_2)^2$	γ
	x	y							
205	551	474	1,18	394,4	2	1	1	46,0	0,452
203	300	472	0,60	24,7	7	8	1		
186	67	387	0,61	208,1	6	3	9		
176	401	359	1,50	176,7	1	4	9		
148	234	270	0,83	243,9	4	2	4		
132	332	212	1,01	61,0	3	6	9		
117	355	163	0,80	34,4	5	7	4		
8	200	136	0,55	169,3	8	5	9		

Как следует из расчетов, полученная величина $\gamma = 0,452$ является значимой и существенно превышает рассчитанную ранее по всему массиву объектов величину $\gamma = -0,101$ (см. табл. 1.8), что указывает на эффективность примененного метода выявления взаимной зависимости показателей эксплуатации и параметров надежности оборудования.

Аналогичным образом были рассчитаны коэффициенты для всех остальных параметров и причин дефектов. Полученные результаты представлены в табл. 1.11.

Как следует из табл. 1.11, выбор объектов по территориальному признаку позволяет выявить существенные связи между причинами аварий и технологическими параметрами работы скважин.

Таблица 1.11

Корреляционная таблица взаимосвязи причин аварий и параметров эксплуатации по кластеризованным объектам

Причина	Параметр					
	Дебит по нефти	Дебит по жидкости	Обводненность	Число скважин в кусте	Общее число аварий	Закачка воды на куст
Засорение «Полеты»	0,452	0,286	0,00	0,262	0,107	-0,048
Электрические причины	0,491	0,394	0,564	0,085	0,109	0,242
Снижение динамического уровня	0,011	-0,083	0,202	0,00	0,405	0,107
Негерметичность НКТ	-0,381	-0,214	0,714	-0,369	-0,321	0,095
	-0,012	0,655	0,607		0,310	0,583

Примечание. Выделенные значения статистически значимы на уровне 95 %.

Подведем итоги по результатам исследования влияния условий эксплуатации оборудования нефтегазодобычи на его надежность. Можно утверждать, что при оценке показателей надежности воздействием «внешних» условий нельзя пренебрегать, так как оно приводит к изменению вида законов распределения и функции надежности оборудования. При этом интенсивность отказов оказывается функцией времени и координат расположения объектов на территории месторождения. Для изучения подобных зависимостей наиболее наглядным и информативным методом изучения является многомерное представление данных, например, в форме трехмерных поверхностей отказов.

Как будет показано в следующих главах, многомерное представление данных может быть применено и в качестве дополнения к диагностическим методам, а также при реализации некоторых оптимизационных алгоритмов.

1.2. ДИАГНОСТИКА ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ОБЪЕКТОВ НЕФТЕГАЗОДОБЫЧИ ПО ДАННЫМ ЭКСПЛУАТАЦИИ

В современных условиях, когда большинство нефтегазодобывающих компаний имеет в своем распоряжении автоматические системы управления производством, позволяющие накапливать огромные базы данных параметров эксплуатации промыслов, особую актуальность получают исследования в области обработки полученной информации с целью повышения достоверности методов диагностики объектов промысла.

Возможности классических методов диагностики (построение трендов, контроль выхода параметров за допустимые пределы и т.д.) весьма ограничены из-за трудностей построения адекватной детерминированной математической модели промысла, что приводит к невозможности учета воздействия всего комплекса факторов. Поэтому в данном разделе предпринята попытка применения для целей диагностики моделей технических систем, использующих понятия синергетики и базирующихся на больших массивах эксплуатационных параметров, полученных автоматически измерительными системами.

1.2.1. КОНТРОЛЬ ИЗМЕНЕНИЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ОБОРУДОВАНИЯ ПРИ РАЗРАБОТКЕ НЕФТЯНЫХ МЕСТОРОЖДЕНИЙ

Показатели надежности любой сложной системы, в том числе и такой, как нефтепромысел, должны определяться путем рассмотрения нефтегазодобывающего предприятия как некоторой системы, состоящей из ряда последовательно и параллельно соединенных функциональных элементов.

В основе всей этой сложной системы лежат первичные элементы (скважина, насос), надежность эксплуатации которых определяет состояние нефтепромысла.

По этим причинам актуальной представляется задача прогнозирования времени наступления отказа одного из основных видов оборудования нефтепромысла – штанговых глубинных насосов (ШГН), рассматриваемых как простейшие элементы сложной структуры нефтепромысла.

Рассмотрим один из подходов к решению поставленной задачи, основанный на ретроспективной обработке динамограмм, снимаемых автоматизированными измерительными системами.

На исследуемом месторождении эксплуатируется компьютерная измерительная система, регистрирующая параметры динамограмм ШГН с частотой 1 раз в час. Реализация предлагаемого подхода основана на результатах многочисленных исследований, показавших, что текущее техническое состояние ШГН наиболее полно отражается в изменении характера динамограммы каждого насоса во времени [7, 12].

Динамометрирование нефтедобывающих скважин, оборудованных штанговыми глубинными насосами, является наилучшим способом контроля их технического состояния и наилучшим средством оценки эффективности их эксплуатации. Динамометрирование позволяет своевременно выявить неисправности подземного оборудования, соответствия производительности глубинного насоса притоку жидкости и пр. На основе динамограмм осуществляется расчет параметров периодической работы насоса.

Изучению динамограмм как с теоретических позиций, так и практических, посвящено значительное количество работ [5, 7, 12]. Главной направленностью всех этих исследований является диагностирование развития дефектов ШГН.

Практическая польза от используемых в настоящее время методов контроля показателей надежности работы ШГН по изменению формы кривых динамограмм ограничивается исключительно большим коэффициентом variability условий работы ШГН. Постоянно изменяющиеся приток жидкости, обводнен-

ность (а следовательно и вязкость), физический износ деталей насоса и многие другие факторы не позволяют построить достоверную детерминированную модель, реально отражающую происходящие в скважине процессы.

Иллюстрацией этого утверждения служат рис. 1.9, *а* и *б*, полученные с использованием автоматической измерительной системы, позволяющей строить динамограммы с интервалом в 1 час.

Анализ представленных рисунков свидетельствует о том, что даже при нормальной эксплуатации насосно-силового оборудования вариабельность динамограмм, даже в течение столь короткого времени, весьма велика.

Эти свойства динамограмм крайне затрудняют использование существующих методов диагностирования неполадок в работе

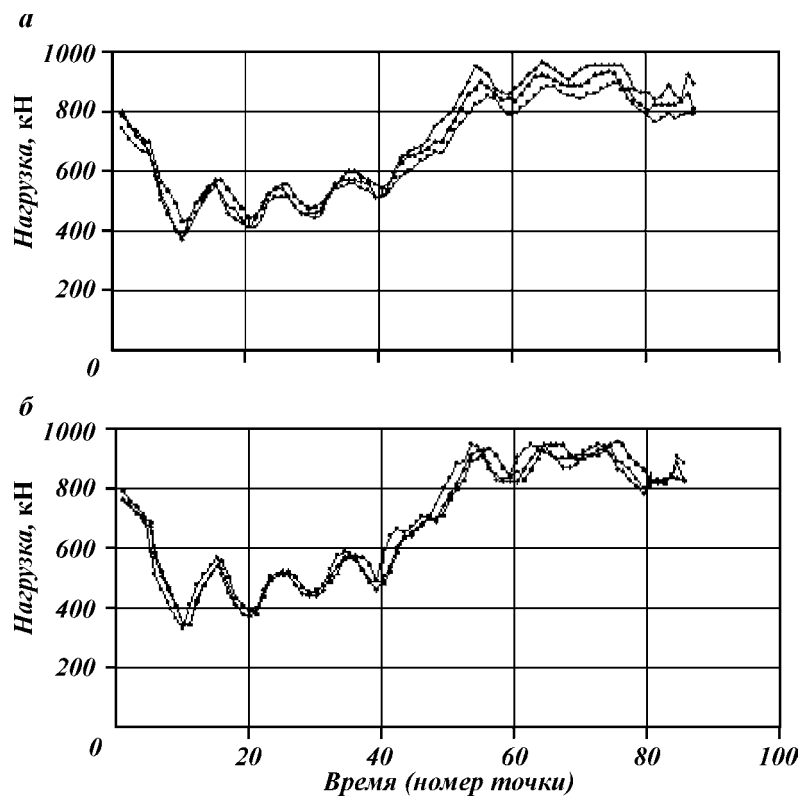


Рис. 1.9. Развернутые во времени динамограммы скв. 8650:
а – полученные с интервалом 1 ч; *б* – полученные с интервалом 1 ч через 7 сут после момента регистрации данных, представленных на рис. *а*

насосов. В связи с этим представляется актуальной задача разработки помехоустойчивых методов обработки данных динамометрирования скважин, позволяющих повысить достоверность диагностирования изменения уровня технического состояния оборудования нефтяных промыслов.

Рассмотрим один из возможных подходов к решению поставленной задачи, основанных на использовании методов теории порядковых статистик [9, 13].

Выбор такого подхода к решению поставленной задачи объясняется тем, что вследствие высокой вариабельности параметров при обработке динамограмм в большинстве случаев отсутствуют эталонные динамограммы, с которыми необходимо проводить сравнение для получения каких-либо выводов о техническом состоянии ШГН.

В связи с этим предлагается новый метод безэталонного оценивания значений параметров работы ШГН, требующий вместо процедуры сравнения объекта с эталоном упорядочивания выборки из множества объектов.

При этом предполагается, что на основании базы данных информационно-измерительной системы можно построить законы распределения анализируемых параметров.

Отметим некоторые свойства порядковых статистик, используемых нами в дальнейших построениях.

Пусть функция распределения $F(x)$ рассматриваемой генеральной совокупности (параметры динамограммы) непрерывна почти всюду; x_1, x_2, \dots, x_n – элементы выборки из этой генеральной совокупности, полученные как последовательные значения измеряемого временного ряда какого-либо параметра. Изменив исходное расположение этих элементов в соответствии с их возрастанием (или убыванием) мы получим ряд

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}.$$

В таком случае, в соответствии с определением [9], элементы $x_{(i)}$ представляют собой i -ю порядковую статистику в выборке объема n из генеральной совокупности.

При подобном подходе генеральная совокупность представляет собой смесь случайных величин $x_{(i)}$.

При использовании порядковых статистик для обработки динамограмм нет необходимости построения динамограммы в ее стандартном виде – в виде замкнутой кривой. В нашем случае динамограммы представляют собой временные ряды данных $\{x_{(i)}\}$, по своей сути аналогичные осциллограммам (см. рис. 1.9, а, б).

Ранговые порядковые статистики могут быть вычислены по любым временным рядам, имеющим характерное положение экс-

тремума. С учетом случайной составляющей измеренных значений нагрузок можно представить зависимость нагрузки в точке подвеса колонны штанг от времени в виде

$$F(t) = \Theta(t) + \xi(t), \quad (1.23)$$

где F – усилие в точке подвеса штанг в момент времени t ; Θ – функция, описывающая изменение нагрузки от времени; $\xi(t)$ – шумовая составляющая измерения, имеющая в общем случае произвольное распределение.

Использование теории рангов для распознавания изменения в динамограммах удобно тем, что такой подход позволяет избежать трудностей, связанных с построением объективной шкалы абсолютных значений нагрузок, так как этот параметр является существенно вариабельным.

В дальнейших построениях под рангом измерения будем понимать номер $R(F_i)$, который приобретает это измерение в упорядоченном по возрастанию ряду значений F_b , при

$$k < i < k + n,$$

где n – объем выборки.

М. Кендэл [10] показал, что при анализе зависимости вида (1.23) удобно использовать статистику

$$S(n) = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^n \delta_{ij}, \quad (1.24)$$

$$\text{где } \delta_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{при } F_i > F_j; \\ 0, & \text{при } F_i = F_j; \\ -1, & \text{при } F_i < F_j. \end{cases}$$

F_i, F_j – измерения из временного ряда нагрузок в точке подвеса колонны штанг ШГН, $1 \leq i, j \leq N$.

Дальнейший анализ коэффициента ранговой корреляции

$$k = \frac{2S(n)}{n(n-1)} \quad (1.25)$$

позволяет сделать выводы о степени монотонности зависимости $F(t)$. При $k = 1$ значения монотонно возрастают, $k = -1$ характеризует монотонное убывание.

Проведенный нами на основании использования баз данных информационно-измерительной системы анализ динамограмм

ШГН, рассматриваемых как временные ряды, показал, что в большинстве случаев эти ряды характеризуются целым набором устойчивых локальных экстремумов функции $F = F(t)$. Тем самым нарушается условие монотонности функции, определяемое статистикой Кендэла.

В работе [9] было показано, что первую статистику Кендэла можно дополнить, если существует достоверная априорная информация о координатах локальных экстремумов, разделяющих области возрастания или убывания функции. Это достигается за счет использования тождества $N = 2n$ (для четного количества измерений и симметричного расположения точки экстремума).

Действительно, если разбить выборку измерений на первые и вторые n наблюдений, то величина

$$S_2 = S^{(1)} - S^{(2)} \quad (1.26)$$

и коэффициент ранговой корреляции Кендэла второго порядка

$$k_2 = \frac{S_2}{n(n-1)} \quad (1.27)$$

будут количественно описывать характер изменения временной последовательности $\{F_i\}$. Анализ функции (1.27) показывает, что если $\{F_i\}$ монотонно возрастает от F_1 до F_n и монотонно убывает от F_{n+1} до $F_{2n} = N$, то значение k_2 будет в точности равно +1. При этом не играет роли, как быстро возрастают или убывают значения F_i с ростом i . Важно лишь то, чтобы экстремум приходился на точку с номером n [9].

Анализ результатов измерений, представленных на рис.1.9, а, б, свидетельствует о том, что в течение достаточно продолжительного отрезка времени расположение локальных экстремумов на динамограммах остается неизменным, хотя во временных интервалах между координатами местоположения этих экстремумов наблюдаются достаточно существенные вариации нагрузки на штанге насоса.

Однако со временем техническое состояние ШГН и дебит скважины изменяются, что, как следствие, сопровождается изменением вида динамограмм и изменением координат соответствующих локальных экстремумов.

Старение и износ насосно-силового оборудования можно охарактеризовать временным вектором стабильного направления. Вследствие этого можно предположить, что статистика Кендэла второго порядка будет претерпевать изменения по мере ухудшения технического состояния оборудования.

В качестве примера расчета рассмотрим изменение параметра k_2 по мере эксплуатации скв. 8060 и 4586 рассматриваемого ме-

сторождения. Выбор именно этих скважин объясняется наибольшим объемом информации, имеющейся по ним в базе данных информационно-измерительной системы (более 1000 динамограмм за 3 года эксплуатации каждой из них). За рассматриваемый период времени по каждой скважине зафиксировано по пять отказов насосов с последующей их заменой. Характерные для этих отказов предаварийные изменения дебитов рассматриваемых скважин представлены на рис. 1.10.

Анализ этих результатов показывает, что прогнозировать изменение технического состояния насосно-силового оборудования только по изменению дебитов скважин – малодостоверно.

Напротив, изменение параметра k_2 – статистики Кендэла, ха-

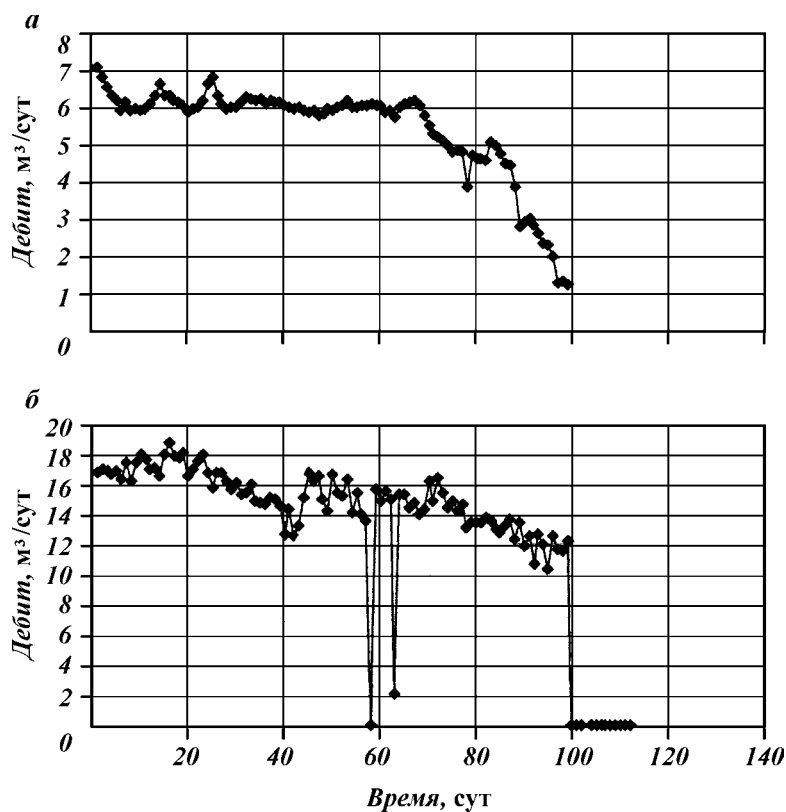


Рис. 1.10. Типичная динамика дебита скважин, оборудованных ШГН, при развивающихся дефектах:

a – скв. 4586 (негерметичность НКТ); *б* – скв. 8060 (засорение рабочих органов песком)

рактирует все этапы эксплуатации ШГН и изменение режимных характеристик работы скважины.

В табл. 1.12 представлены результаты расчетов по данным обработки 500 динамограмм за три года эксплуатации указанных выше скважин. Анализ результатов исследований, представленных в табл. 1.12, показывает, что статистика Кендэла k_2 является весьма чувствительным показателем, характеризующим изменение уровня технического состояния скважины, оборудованной ШГН.

Заметим, что пограничным значением параметра k_2 , отделяющим период удовлетворительного технического состояния скважины от момента зарождения и развития неисправностей ШГН и возникновения неустойчивости в работе добывающей скважины, является величина $k_2 = 0,5$.

Таким образом, статистика Кендэла второго порядка может служить диагностическим критерием, позволяющим выносить суждения вида: «да», «нет» об уровне надежности и технической безопасности эксплуатации скважины.

Аналогичные расчеты были проведены нами для 200 скважин месторождений, принадлежащих СП «Ватойл». Было отработано более 300 динамограмм. Полученные результаты полностью соответствуют результатам, представленным в табл. 1.12.

Заметим при этом, что интервальные оценки показателя k_2 для состояния системы «дефектов нет» и «наличие развитого дефекта» полностью перекрываются, что свидетельствует о малой чувствительности параметра k_2 непосредственно к развитию дефекта.

С другой стороны, скачкообразное изменение статистики Кендэла при выходе ШГН из состояния «Устойчивый суточный дебит. Дефектов нет» свидетельствует о высокой чувствительности параметра k_2 к моменту изменения уровня пороговой технической безопасности эксплуатации скважины.

Таблица 1.12

Изменение статистики Кендэла второго порядка по мере ухудшения технического состояния скважин и изменения режимов их работы

№ п/п	Уровень технического состояния скважины	Величина параметра k_2
1	Устойчивый суточный дебит. Дефектов нет	0,95–0,99
2	Неустойчивый дебит. Зарождение дефекта	0,3–0,4
3	Предаварийное состояние. Развитый дефект	0,1–0,5

Проведенные исследования показывают, что высокая вариабельность динамограмм и изменение условий разработки нефтяных месторождений не позволяют достоверно сравнивать динамограммы, пригодные для экспертного оценивания изменения уровня технического состояния скважины. Динамограммы ШГН, характеризующиеся высоким уровнем шума, целесообразно обрабатывать с применением методов теории порядковых статистик, позволяющих обрабатывать динамограммы без построения шкал абсолютных значений. Для определения уровня эксплуатационной надежности работы скважин, оборудованных ШГН, можно использовать точечную оценку – коэффициент ранговой корреляции Кендэла второго порядка, изменение величины которого до критического значения $k_2 = 0,5$ свидетельствует об изменении порогового уровня технического состояния объекта.

1.2.2. РАСПОЗНАВАНИЕ ПРЕДАВАРИЙНЫХ СОСТОЯНИЙ НАСОСНО-СИЛОВОГО ОБОРУДОВАНИЯ НА ОСНОВЕ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ МЕТОДОВ ТЕОРИИ ДЕТЕРМИНИРОВАННОГО ХАОСА

Анализ информационных баз данных нефтепромысловых информационно-измерительных систем показывает, что существует целый ряд примеров, когда те или иные дефекты либо не сказываются на изменении параметров скважин (в пределах точности первичных измерений), либо их тренд носит периодический или очень плавный характер. В этих условиях существующие методы диагностики неэффективны.

Рассмотрим возможность привлечения к решению подобного рода задач методов теории детерминированного хаоса, разработанной школой И. Пригожина [14, 15].

Систему «пласт – скважина» можно рассматривать как динамическую систему, описываемую функцией конечного (хотя и большого) числа переменных.

В работах [4, 14, 15, 16] показано, что если некоторый сигнал генерируется подобной динамической системой, то поведение системы можно описать как движение изображающей точки в фазовом пространстве на странном аттракторе, который представляет собой фрактальное множество, наиболее важные свойства которого определяют размерностные характеристики (размерность Хаусдорфа, показатель Херста, корреляционная размерность и т.д.).

Для определенности рассмотрим временной ряд измерений дебита скважины, как объекта, имеющего фрактальные свойства.

В таком случае для его описания можно использовать фрак-

тальные характеристики одномерных временных рядов – размерность Хаусдорфа D и показатель Херста H [4].

Проведенный нами предварительный анализ баз данных промышленных информационно-измерительных систем показал, что временные ряды многих регистрируемых параметров нефтедобывающих скважин фрактальны, т.е. состоят из частей, которые подобны целому (рис. 1.11). Здесь имеется в виду следующее. Если бы представленные на рис. 1.11 дебиты измерялись не один раз в сутки, а, например, каждый час, то принципиальных различий в поведении графика дебитов не было бы. Аналогичная картина получится, если дебиты будут измеряться с периодичностью большей суток. Такое свойство измеряемого параметра называется масштабной инвариантностью. Установление факта фрактальности некоторого измеряемого параметра позволяет во многих случаях установить характерные особенности поведения системы и построить стохастическую модель природного или технологического процесса.

В количественном отношении фрактальность описывается размерностью Хаусдорфа D , которая определяется измерением длины L при помощи циркуля с раствором ε [10] (длина наименьшего звена ломаной линии – изображения какого-либо процесса).

В целом ряде работ [2, 4, 5, 13] отмечается, что переход сложной технической системы к хаотическому изменению режима служит признаком существования того или иного дефекта.

Как правило, измеряемые автоматическими системами пара-

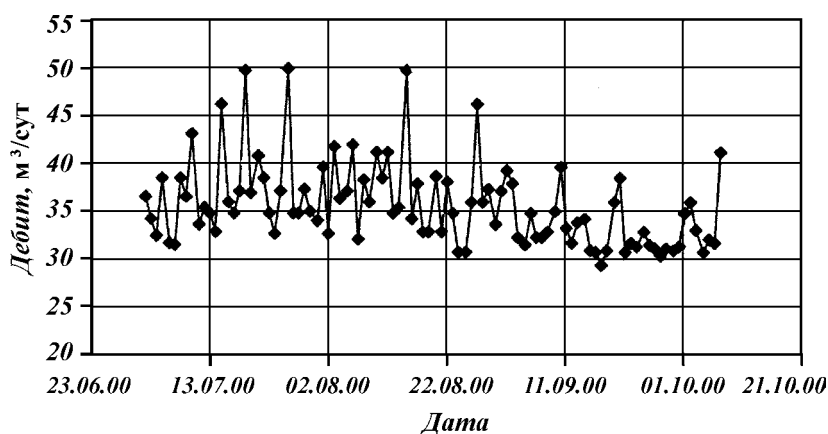


Рис. 1.11. Динамика дебита скв. 4213 одного из месторождений СП «Ватойл». Данные получены информационно-измерительной системой «Скат-95»

метры работы нефтегазодобывающего оборудования представляют собой временные ряды. По мере изменения уровня хаотичности временного сигнала меняются и его фрактальные характеристики. Одной из величин, характеризующей фрактальные свойства временных рядов, является показатель Херста H , который количественно характеризует меру упорядоченности амплитуд измеряемого параметра во времени.

Для хаотических сигналов, в отсутствие статистической корреляции амплитуд временных рядов дебитов скважин, значение $H=0,5$. При наличии же некоторого запаздывания, «памяти», показатель H увеличивается. Заметим, что исследования многих авторов, связанные с изучением разнообразных естественных процессов, в большинстве случаев идентифицируют показатель Херста H в диапазоне $0,7-0,9$ [14, 17].

Размерность Хаусдорфа и показатель Херста какой-либо зависимости характеризуют наличие или отсутствие порядка в рассматриваемой динамической системе. Так, если размерность Хаусдорфа $D \approx 1$, это значит, что график исследуемой зависимости близок к гладкой кривой, и это свидетельствует о наличии порядка в системе. Если же $1 < D < 2$, то это означает, что исследуемая зависимость имеет фрактальный характер, т.е. в системе отсутствует порядок.

Для самоафинных кривых величины H и D связаны друг с другом зависимостью $H = 2-D$. При подсчете H и D по реальным кривым это равенство выполняется только приближенно и может быть использовано для проверки достоверности оценок фрактальных характеристик.

Использование фрактальных свойств временных рядов измерений для целей диагностики технического состояния нефтегазового оборудования требует очень большого объема данных. Так, например, для достоверного расчета корреляционной размерности по методу Паккарда – Такенса [17, 32] требуется не менее тысячи экспериментальных точек. Поэтому к результатам исследований, полученных при значительно меньших объемах экспериментальных данных, следует относиться с осторожностью.

Для исследования возможностей диагностирования неисправностей в работе насосно-силового оборудования на основе изменения показателей Херста и Хаусдорфа нами были изучены фрактальные свойства временных рядов дебитов нефтедобывающих скважин, полученные с использованием баз данных информационно-измерительной системы. Объем использованной при расчетах информации (за 5 лет эксплуатации системы) составлял около 1500 экспериментальных точек, и, таким образом, позволял обоснованно применять методы теории фракталов.

Для проверки возможности использования теории фракталов для целей диагностирования нефтегазового оборудования были выбраны временные ряды измерений дебитов скважин, как наиболее информативной характеристики технического состояния как самой скважины, так и установленного на ней оборудования. Расчет показателя Херста для более чем 700 временных рядов измерений дебитов скважин показал, что его значения лежат в диапазоне от 0,52 до 0,94, что свидетельствует о детерминированной природе изменения данного параметра и обоснованности попыток применения методов теории самоорганизующихся систем к исследованиям технического состояния оборудования скважин.

Для определения среднестатистических значений показателя Херста при нормальной работе насосно-силового оборудования из базы данных были отобраны временные ряды дебитов скважин, дефекты оборудования которых не проявлялись еще в течение не менее 30 сут. Такой интервал был выбран с учетом того факта, что, как правило, длительность процесса развития дефекта до полного отказа не превышает этой величины [1, 3]. Тем самым гарантировалось, что исследуемый временной ряд получен для заведомо бездефектного состояния оборудования скважины.

Объем выборок определяли исходя из двух условий – во-первых, он должен быть максимально большим, с тем, чтобы статистические вычисления были корректны, а во-вторых, он должен быть меньше, чем число измерений дебитов в течение среднего времени наработки оборудования на отказ.

Гистограмма распределения величины показателя Херста при нормальной работе насосно-силового оборудования, вычисленного с учетом предыдущих замечаний, представлена на рис. 1.12, а.

Проверка закона распределения показателя Херста для заведомо бездефектного оборудования показала, что он распределён в соответствии с нормальным законом с математическим ожиданием $M[H] = 0,74$ и СКО $\sigma[H] = 0,3$.

Столь большое значение $\sigma[H]$ можно, по-видимому, объяснить тем, что анализировались временные ряды дебитов скважин, оборудованных насосами, находящимися в различном техническом состоянии (с различным временем ввода в эксплуатацию).

Для определения среднестатистических значений показателя Херста при развивающемся дефекте насосно-силового оборудования были отобраны временные ряды дебитов скважин непосредственно перед отказом.

Результаты расчетов представлены на рис. 1.12, б. Проверка

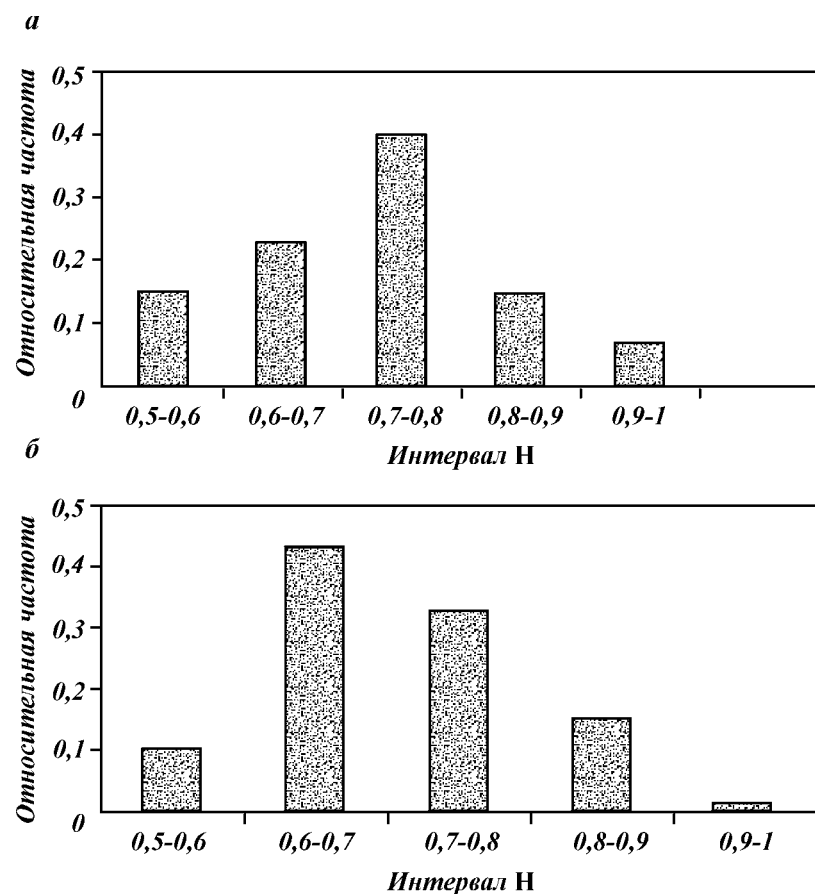


Рис. 1.12. Гистограмма распределения показателя Херста H по интервалам значений:
а – при нормальной работе насосно-силового оборудования скважины; *б* – при развивающемся дефекте насосно-силового оборудования скважины

закона распределения показала его нормальность с параметрами $M[H] = 0,66$ и $\sigma[H] = 0,44$.

Заметим, что субъективный выбор интервала измерений приводит к тому, что часть измерений приходится на «бездефектный этап» функционирования оборудования. Однако в рассматриваемом случае «бездефектность» – понятие условное, означающее лишь, что отсутствуют внешние проявления дефекта, выраженные в снижении дебита.

Таким образом, можно утверждать, что величина показателя

Херста действительно может служить дополнительным признаком возникновения развивающегося дефекта насосно-силового оборудования.

Однако, как следует из гистограмм (см. рис. 1.12, *а, б*), непосредственное использование подобных статистических данных в качестве признака наличия дефекта затруднительно, поскольку перекрытие областей достигает 70 %. По нашему предположению, это связано с чрезмерно широким спектром условий эксплуатации скважинного оборудования, по параметрам которого рассчитывались показатели Херста. Действительно, на степень стохастичности дебитов влияют сроки ввода скважины в эксплуатацию, техническое состояние насоса и скважины, марка насоса, периодичность работы скважины и множество других условий.

К сожалению, имеющийся в настоящее время объем базы данных по отказам не позволил провести расчеты статистических параметров распределения величины N отдельно по видам дефектов и типам оборудования. Поэтому нами была предпринята попытка интервального сравнения значений N при наличии и отсутствии дефектов оборудования. На рис. 1.13 представлена диаграмма, на которой приведены отношения средних значений показателей Херста в соответствующих интервалах для этих двух случаев (есть дефект/нет дефекта).

Из диаграммы следует, что наибольшее различие (в 7 раз) в величинах N наблюдается в интервале $0,9 < N < 1,0$, т.е. при режимах, близких к детерминированным. Этот факт подтверждает

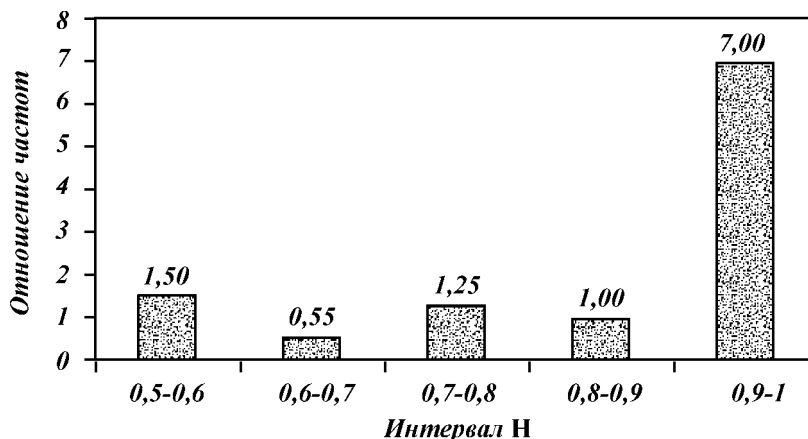


Рис. 1.13. Изменение отношения средних значений показателей Херста в соответствующих интервалах для двух случаев (есть дефект/нет дефекта)

то положение, что возникновение дефекта снижает степень детерминированности процессов в скважине.

Следующим этапом исследования было сравнение средних значений показателей H в зависимости от вида отказа (рис. 1.14).

Как следует из диаграммы, часть отказов происходит при значениях H ниже среднего при нормальной работе оборудования ($H_{\text{ср.норм.}} = 0,66$), а другая – при более высоких значениях.

Проведем классификацию дефектов по длительности их развития (рис. 1.15). К группе внезапных дефектов отнесем такие как «поломка вала», «полет по болтам» (обрыв), «снижение изоляции» и пр. К группе отказов средней длительности развития отнесем такие как «засорение рабочих органов песком», «парафиновые отложения», «засорение солями» и другие, вызывающие

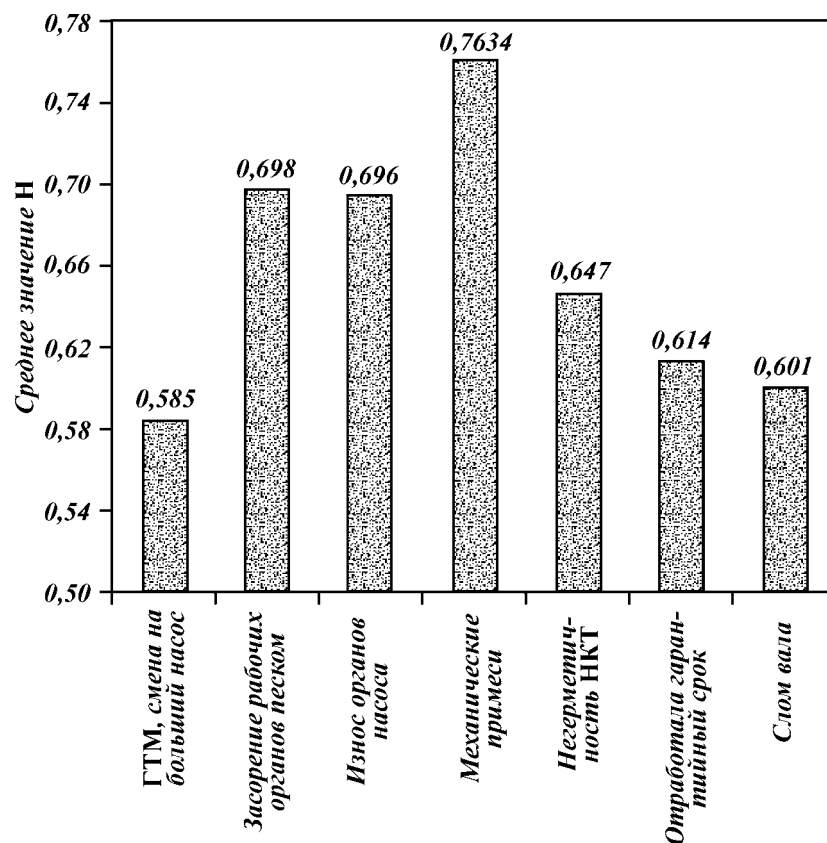


Рис. 1.14. Среднее значение показателя Херста для различных видов отказов

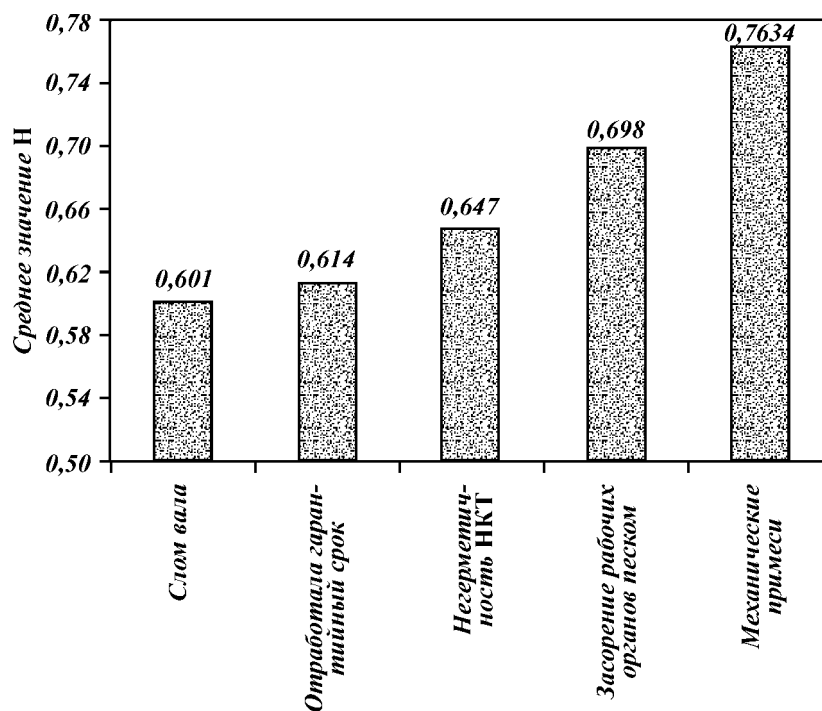


Рис. 1.15. Среднее значение показателя Херста для различных видов групп отказов

сравнительно быстрые изменения дебита скважины. К третьей группе – медленные отказы – отнесем отказы «отработала гарантийный срок», «износ органов насоса» и пр. (Названия типов отказов взяты из диспетчерского журнала учета работы насосов). Как следует из рис. 1.15, наблюдается хорошее соответствие между средним значением величины Н и темпом развития дефекта, за исключением случая «износ органов насоса».

Объяснение полученных результатов может быть следующим.

Весьма медленные дефекты такие как естественный износ рабочих органов насоса, приводят к постепенному снижению показателя Херста Н вследствие общей разрегулировки и изменения рабочих характеристик насоса (иными словами, старый, «разболтанный» насос, имеет большее число степеней свободы, чем новый).

Увеличение же показателя Херста при средних темпах развития дефектов можно объяснить наличием тренда изменения

(снижения) дебита, что сказывается на показателе H (как увеличение детерминированности процесса).

Снижение показателя Херста перед мгновенными отказами, по-видимому, объясняется некими скрытыми причинами, не проявляющимися непосредственно в изменении дебита скважины.

В табл. 1.13 представлены данные по отказам насосного оборудования и соответствующее значение показателя Херста. Там же приведены средние значения дебитов скважин и их средне-квадратические отклонения, характеризующие вариабельность этого показателя, и процентное содержание воды в добываемой жидкости.

Представляет интерес изучение взаимосвязи данных параметров с точки зрения их влияния на вероятность возникновения отказов насосно-силового оборудования, отмечаемого в некоторых работах [7, 19].

Для установления уровня взаимной связи между параметрами – показателем Херста H , дебитом Q , СКО σ и обводненностью W – был произведен корреляционный анализ соответствующих величин. В частности, были определены коэффициенты корреляции трех видов [9, 10]:

- коэффициент взаимной корреляции r ;
- коэффициент ранговой корреляции Кендала τ ;
- коэффициент ранговой корреляции Спирмена ρ .

Оценку взаимной связи параметров – показателя Херста H , дебита Q , СКО σ и обводненности W – можно провести на основе корреляционной таблицы (см. табл. 1.14).

Оценка значимости корреляционной связи (на уровне 95 %) проводилась в соответствии с [20]. Проведенная проверка показала, что корреляционная связь между показателем Херста и остальными параметрами на значимом уровне отсутствует.

К сложностям применения показателя Херста в качестве признака дефекта оборудования следует отнести значительное перекрытие (нечеткое разделение) этих величин при нормальной работе и при наличии дефекта. По нашему мнению, этот недостаток может быть в значительной степени устранен при более детальном разделении дефектов по кластерам, т.е. при вычислении H для отдельных видов неисправностей оборудования (см. раздел 1.1.3). К сожалению, имеющийся на данный момент объем базы данных по запротоколированным дефектам не позволяет этого сделать.

Подводя итоги исследований временных рядов измерений дебитов, можно утверждать, что хаотические изменения производительности нефтедобывающих скважин имеют детерминированную природу, и в качестве одного из признаков возникновения

Таблица 1.13

Данные по отказам насосно-силового оборудования и расчетные значения показателя Херста

Номер скважины	Номер куста	Дата остановки	Наработка, сут	% воды в жидкости	Стандартное отклонение	Дебит, м ³ /сут	Показатель Н	Тип ЭЦН	Причина отказа
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1354	104	10.01.00	346	0	16,5	110,4	0,524	ЭЦНМ5-125-1500	Механические примеси
1357	117	23.11.99	201	70	59,2	253,5	0,519	ЭЦНМ5-80-1550	Механические примеси
1359	118	11.11.99	302	68	9,2	61,2	0,562	ЭЦНМ5-50-1700	Отработала гарантийный срок
4179	118	31.01.00	215	0	26,7	46,2	0,773	ЭЦНМ5-50-1550	Засорение рабочих органов парافیном
5150	118	5.12.99	1050	45	14,6	80,3	0,615	ЭЦНМ5-50-1550	Отработала гарантийный срок
1362	119	30.09.99	353	19	22,4	59,3	0,715	ЭЦНМ5-50-1700	Не установлена
4212	119	2.10.99	222	48	8,5	26,5	0,660	TD280	Некачественный ремонт ПЭД
1493	131	31.12.99	648	73	15,7	95,9	0,709	ЭЦНМ5-80-1550	Отработала гарантийный срок
4340	131	12.01.00	385	30	33,9	52,5	0,647	TD450	Засорение рабочих органов солями
5228	131	13.01.00	1184	81	7,3	26,9	0,594	TD280	Отработала гарантийный срок
8565	131	1.02.00	1374	65	27,4	33,5	0,720	ЭЦНМ5-50-1700	Скважина периодическая
1645	132	10.11.99	178	47	16,5	31,4	0,587	TD280	Засорение рабочих органов солями
5240	132	19.07.99	451	14	4,0	7,0	0,749	ЭЦНМ5-50-1700	Полет по болтам насос – насос
1505	133	22.11.99	138	4	12,0	23,7	0,770	TD280	Парафиновая пробка в НКТ
5242	133	22.02.00	533	0	26,2	110,7	0,512	ЭЦНМ5-80-1550	Негерметичность НКТ
5245	133	9.07.99	387	4	21,4	57,6	0,703	ЭЦНМ5-80-1550	Отработала гарантийный срок
1855	148	7.01.00	907	82	10,0	38,3	0,631	TD280	Отработала гарантийный срок
1929	148	22.10.99	225	10	8,9	21,6	0,680	TD280	Засорение рабочих органов солями
8650	148	9.09.99	58	9	19,2	14,6	0,897	1ЭЦНМ5-25-1550	Засорение рабочих органов солями
5334	149	13.11.99	338	74	44,7	174,8	0,527	ЭЦНМ5А-160-1450	Отработала гарантийный срок
5336	149	13.01.00	417	98	80,8	195,7	0,756	ЭЦНМ5А-250-1700	Отработала гарантийный срок

Продолжение табл. 1.13

Номер скважины	Номер куста	Дата остановки	Наработка, сут	% воды в жидкости	Стандартное отклонение	Дебит, м³/сут	Показатель Н	Тип ЭЦН	Причина отказа
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5343	150	6.07.99	419	0	28,8	57,4	0,573	ЭЦНМ5-50-1550	Отработала гарантийный срок
2000	162	5.02.00	367	95	13,2	122,8	0,634	ЭЦНМ5-125-1800	Отработала гарантийный срок
1861	163	4.11.99	369	6	11,1	32,3	0,592	TD450	Негерметичность НКТ
5434	163	3.11.99	405	0	57,7	362,3	0,604	TD2200	Слом вала
5434	163	12.11.99	1	0	57,7	362,3	0,557	ЭЦНМ5А-250-1700	Механическое повреждение кабеля при спуске
1938	164	8.08.99	36	22	23,9	18,1	0,818	ЭЦНМ5-50-1550	Механические примеси
4590	164	27.12.99	364	61	26,3	103,2	0,645	ЭЦНМ5-125-1500	Отработала гарантийный срок
2231	174	5.03.00	227	59	76,4	195,1	0,588	ЭЦНМ5А-160-1450	Не установлена
2232	174	31.07.99	428	54	56,0	184,5	0,743	ЭЦНМ5А-160-1450	Не установлена
2176	175	20.09.99	212	0	38,9	73,2	0,711	ЭЦНМ5-80-1550	Износ органов насоса
2081	176	2.08.99	86	85	49,3	33,1	0,804	ЭЦНМ5-125-1500	Износ органов насоса
2179	176	19.02.00	325	0	30,6	119,5	0,587	ЭЦНМ5-80-1550	Механические примеси
2239	176	31.01.00	0	74	16,4	79,3	0,689	ЭЦНМ5А-250-1550	Некачественный ремонт ГЗ
2240	176	26.08.99	165	0	33,1	106,9	0,532	ЭЦНМ5-80-1550	Механические примеси
2229	186	27.09.99	255	88	100,6	207,3	0,769	ЭЦНМ5А-250-1700	Механические примеси
2287	186	20.10.99	115	100	30,0	100,1	0,617	ЭЦНМ5-80-1550	Полет по болтам ловильной головки
2288	186	22.10.99	61	0	49,9	105,1	0,582	ЭЦНМ5-80-1550	Негерметичность НКТ
2351	187	29.11.99	0	49	73,2	173,1	0,542	ЭЦНМ5А-250-1700	Механические примеси
2353	187	10.11.99	270	70	39,2	88,5	0,736	ЭЦНМ5-80-1550	Отработала гарантийный срок
2298	190	17.07.99	386	0	55,6	78,8	0,782	ЭЦНМ5-80-1550	Не установлена
2361	190	15.07.99	33	0	40,9	147,3	0,622	ЭЦНМ5-125-1500	Некачественный ремонт насоса
5524	190	14.07.99	268	31	106,7	143,5	0,831	TD1200	Полет по телу газосепаратора
2246	191	16.09.99	162	0	33,9	111,3	0,570	ЭЦНМ5-80-1550	Механические примеси
2304	191	18.02.00	321	0	15,5	83,8	0,510	ЭЦНМ5-50-1550	Негерметичность НКТ
2305	191	10.12.99	207	0	13,7	90,7	0,684	ЭЦНМ5-50-1550	Износ органов насоса
2364	191	23.07.99	74	0	29,1	105,4	0,548	ЭЦНМ5-80-1550	Засорение рабочих органов песком

5529	191	6.07.99	132	0	36,4	96,3	0,614	ЭЦНМ5-80-1550	Слом вала
5574	201	19.11.99	467	29	12,9	59,8	0,577	ЭЦНМ5-50-1700	Отработала гарантийный срок
5584	203	21.07.99	185	0	46,4	94,3	0,794	ЭЦНМ5-80-1550	Засорение рабочих органов со- лями
2423	204	11.02.00	676	55	6,4	18,7	0,688	TD280	ГТМ
2483	204	5.02.00	249	44	29,3	165,7	0,609	ЭЦНМ5А-160-1450	Негерметичность НКТ
2425	205	22.12.99	196	55	39,1	22,1	0,924	ЭЦНМ5-50-1550	Износ органов насоса
2427	205	14.12.99	996	66	24,1	77,2	0,653	TD610	Негерметичность НКТ
2488	205	13.12.99	209	30	106,1	263,4	0,779	ЭЦНМ5А-160-1450	ГТМ, смена на больший насос
2489	205	9.09.99	617	70	97,1	201,8	0,784	TD1300	Засорение рабочих органов пес- ком
5592	205	6.10.99	113	69	22,4	80,1	0,675	ЭЦНМ5-50-1550	Засорение рабочих органов со- лями
2070	241	28.12.99	209	75	82,7	322,4	0,506	ЭЦНМ5А-250-1400	Износ рабочих органов насоса
2072	241	21.01.00	285	78	12,4	120,8	0,698	TD650	ГТМ, смена на больший насос
1854	29	6.01.00	862	97	87,8	278,3	0,738	ЭЦНМ5А-250-1700	Засорение рабочих органов пес- ком
1925	29	12.03.00	726	79	71,0	295,7	0,503	TD1750	ГТМ, смена на больший насос
1926	29	2.02.00	249	54	79,3	335,0	0,730	ЭЦНМ5А-250-1300	Износ органов насоса
1927	29	26.09.99	1404	19	114,7	270,6	0,641	ЭЦНМ5А-250-1700	Отработала гарантийный срок
1997	29	28.01.00	589	28	36,1	225,2	0,591	ЭЦНМ5А-160-1450	ГТМ, смена на больший насос
4581	29	3.11.99	231	34	9,7	22,5	0,630	1ЭЦНМ5-20-1800	Засорение рабочих органов со- лями
2412	307	24.08.99	381	0	59,5	210,1	0,746	TD1200	Не установлена
2413	307	8.03.00	484	51	19,0	101,4	0,538	TD650	Негерметичность НКТ
2414	307	11.09.99	109	80	26,4	64,0	0,701	ЭЦНМ5-50-1550	Негерметичность НКТ
5578	307	23.12.99	205	0	61,4	297,7	0,737	ЭЦНМ5А-250-1400	Снижение изоляции кабельной муфты
1409	8	22.07.99	280	89	49,4	118,9	0,569	ЭЦНМ5А-160-1450	Засорение рабочих органов пес- ком
1411	8	7.09.99	390	86	77,4	157,5	0,652	TD1200	Снижение динамического уровня
4124	8	27.07.99	558	4	22,1	69,8	0,570	TD450	Парафиновая пробка в НКТ
4203	8	20.10.99	2760	4	5,7	39,1	0,564	DN280	Отработала гарантийный срок
4204	8	7.03.00	2301	3	3,3	13,9	0,616	DN280	Отработала гарантийный срок

Таблица 1.14

Корреляционная таблица ($k/\tau/\rho$)

	H	Q	σ	W
H	1	–	–	–
Q	0,022/0,019/0,031	1	–	–
σ	–0,11/–0,18/–0,26	0,24/0,23/0,34	1	–
W	0,12/0,19/0,081	0,42/0,41/0,39	0,25/0,30/0,31	1

развивающегося дефекта насосно-силового оборудования могут быть использованы фрактальные характеристики временных рядов измерений, например, показатель Херста, определяющий степень упорядоченности процессов в системе.

Существенно, что показатель Херста является величиной, явным образом независимой от других технологических параметров, – дебита, вариабельности дебита и обводненности продукции, и, следовательно, использование данного показателя в качестве диагностического признака позволяет обнаруживать развивающиеся дефекты, недоступные традиционным методам.

1.3. МОДЕЛИРОВАНИЕ ОТКАЗОВ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ НЕФТЕГАЗОДОБЫЧИ

Создание адекватной модели динамической системы является мощным инструментом для прогнозирования изменений ее технического состояния и диагностики. Актуальность исследований в области моделирования процессов нефтедобычи постоянно повышается вследствие появившихся в последнее время технических возможностей непосредственного включения математической модели в функции промысловых информационно-измерительных систем, что превращает ее в полноценную экспертную диагностическую систему.

В данном разделе анализируются исследования по определению оптимальной сложности функций, моделирующих падение дебита скважины при развивающихся дефектах оборудования, описываются методы прогнозирования развития дефектов, предлагается математическая модель, позволяющая производить оценку влияния динамических эффектов на надежность оборудования нефтепромысла.

1.3.1. ВЫБОР СТРУКТУРЫ МОДЕЛЕЙ, ОБЕСПЕЧИВАЮЩИХ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ОТКАЗОВ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ НЕФТЯНЫХ МЕСТОРОЖДЕНИЙ

Прогнозирование поведения временных рядов, как правило, сводится к экстраполяции расчетных данных, полученных по той или иной математической модели, в «будущее».

В предыдущих разделах показано, что многие измеряемые информационно-измерительными системами параметры работы нефтегазодобывающего оборудования имеют фрактальные свойства. При построении детерминированных прогностических математических моделей систем добычи сырья фрактальность временных рядов воспринимается моделью как случайная помеха или погрешность измерений. Поэтому возникает задача построения помехоустойчивых математических моделей, которые при экстраполяции в «будущее» не приводили бы к накапливающимся ошибкам.

Наиболее информативными параметрами, характеризующими уровень технического состояния при разработке нефтяных месторождений, являются дебит, приемистость скважин и объем потребляемой электроэнергии. В общем же случае, уровень сложности аппроксимирующей функции зависит не только от самого изменяющегося параметра, но и от уровня шумовой составляющей измерений, и от объема выборки.

Выбор той или иной модели, описывающей изменения показателей надежности функционирования технологического оборудования, является наиболее ответственным и сложным этапом прогностической процедуры.

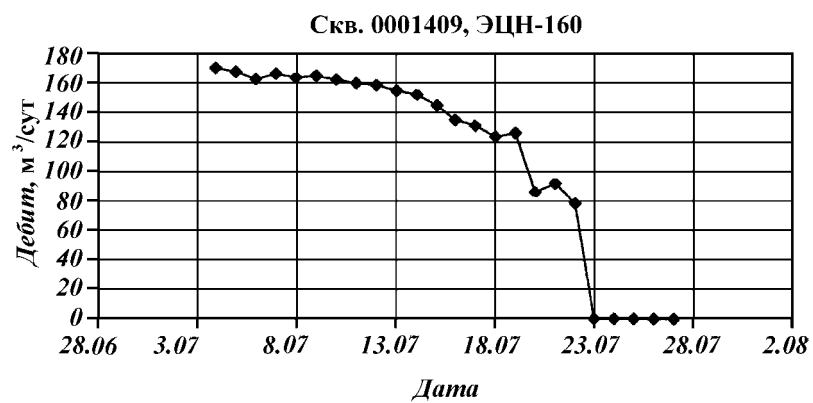
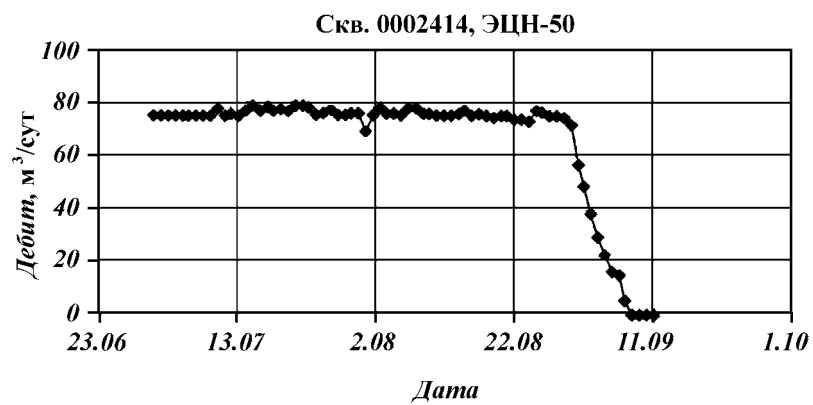
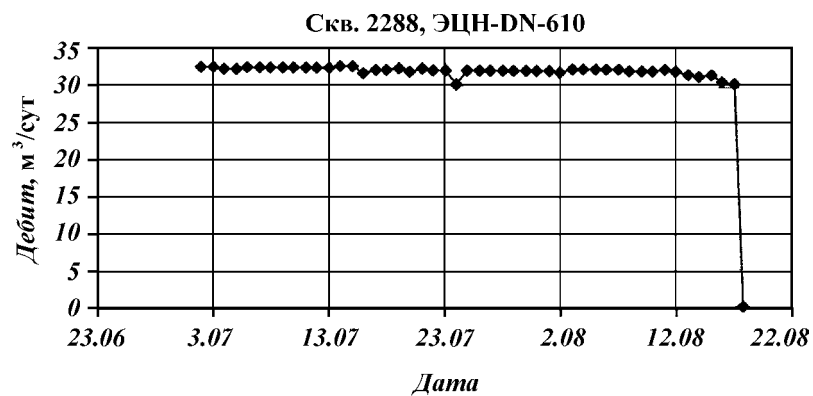
Упрощение модели приводит к уменьшению точности прогноза времени наступления отказа. Излишнее усложнение модели может привести к неустойчивости алгоритма идентификации и, как правило, лишает идентификационные модели предсказательной силы.

Кроме того, необходимо учитывать, что степень сложности модели зависит не только от идентифицируемого параметра, но и от уровня погрешности проведения первичных измерений.

Таким образом, представляется актуальной многокритериальная задача выбора оптимальной степени сложности моделей, описывающих изменение показателей надежности нефтегазодобывающего оборудования во времени.

При выборе метода решения поставленной задачи выдвинем два дополнительных условия.

Во-первых, искомая модель должна обладать прогнозирующими свойствами, т.е. при экстраполяции на некоторый проме-



жуток времени ее значения не должны «разбалтываться». Это условие налагает ограничения на степень сложности функции – для слишком сложной модели малые ошибки замеров, незаметные на интервале интерполяции, на этапе прогноза могут радикально менять поведение кривой [4, 21].

Во-вторых, будем предполагать, что объем выборки данных, по которой строится модель, – невелик. Это связано с тем, что наиболее достоверная информация об отказах технологического оборудования, хранящаяся в базах данных современных ИИС, охватывает временной интервал в 5–6 лет. С учетом выводов раздела 1.2 подобный объем информации не превышает 10–20 жизненных циклов (пуск в эксплуатацию – нормальная эксплуатация – старение и износ – замена – ремонт) работы технологического оборудования нефтяных промыслов.

Сложность задачи оптимального выбора аппроксимирующей функции, описывающей то или иное изменение показателей эксплуатации месторождения, усугубляется ошибками измерений, которые проявляются в виде наложения шума на координаты экспериментальных точек.

Одним из наиболее точных и информативных показателей технического состояния оборудования, контролируемых ИИС, является изменение во времени дебита скважины [1, 2]. С учетом того, что дебит скважины является важнейшим параметром, который контролируется любой информационно-измерительной системой, как минимум, один раз в сутки, этот параметр работы является и наиболее доступным. Кроме того, практически любой развивающийся во времени дефект добывающего оборудования немедленно сказывается на дебите скважины.

Иллюстрацией этого тезиса является рис. 1.16, на котором представлены динамики измерений дебита некоторых скважин непосредственно перед моментами аварий, произошедших по различным причинам.

Анализ представленных эмпирических данных показывает, что динамика изменения дебита перед различными авариями технологического оборудования различается кардинальным образом.

Очевидно, что если мы располагаем полным набором данных об этих трендах, построить наилучшую модель сложностей не представляет.

Действительно, используя один или несколько классических

Рис. 1.6. Экспериментальные кривые снижения дебита скважин по данным ИИС:

a – внезапный отказ; *b* – засорение рабочих органов насоса солями; *в* – засорение насоса песком

примеров (минимум величины дисперсии адекватности, критерий Тейла и т.д.) и схему стандартного метода наименьших квадратов, можно построить искомую модель со сколь угодно степенью точности, не нарушая при этом принципа Пуанкаре (точность модели не может превосходить точности первичной информации). Однако это не решает прогностическую задачу – определение момента аварии, так как наилучшая на этапе обучения модель не всегда является и более точной экстраполяцией будущего сценария развития.

Покажем это на реальном примере прогноза момента наступления аварии на скважине (рис. 1.17).

В нашем распоряжении имелись данные тренда производительности скважины по жидкости за 30 сут (интервал «а» – база прогноза, см. рис. 1.17). Необходимо было установить время отказа с наибольшей точностью.

Предварительная селекция элементарных функций, описывающих подобное поведение экспериментальных кривых, показала, что наиболее точны (в смысле дисперсии адекватности) полиномиальные зависимости.

На рис. 1.17 показано поведение трех полиномов различной степени сложности, построенных на одном и том же массиве данных (интервал «а»).

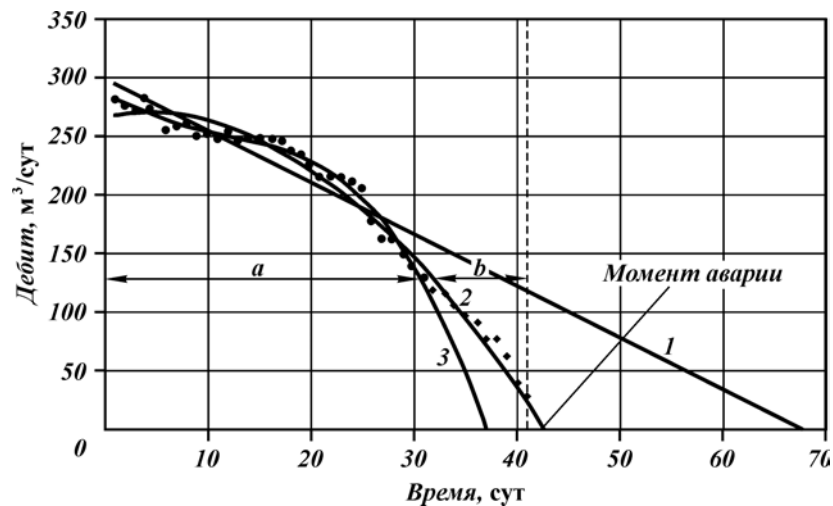


Рис. 1.17. Сравнение прогностических возможностей моделей различной сложности. Причина аварии – засорение рабочих органов насоса песком.

Интервалы: *а* – база для прогноза; *б* – прогноз; 1, 2, 3 – соответственно полиномы 1-й, 2-й, 3-й степени. Маркеры в форме ромба – фактические данные непосредственно перед полным отказом

Анализ полученных результатов показывает, что ошибка прогноза момента наступления аварии линейной моделью составляет 56 %, полиномом 3-й степени 14 %, полиномом 2-й степени 2 %. В то же время величина дисперсии адекватности всех этих моделей на этапе обучения (зона «а» на рис. 1.17) практически одинакова.

Таким образом, становится очевидной необходимость использования дополнительных методов обработки данных, в полной мере реализующих информационные возможности информационно-измерительных систем.

Сформулируем нашу задачу с учетом всех высказанных замечаний.

По известной динамике развития тренда производительности отдельной скважины за некоторый период времени необходимо построить наилучшую модель по двухпараметрическому критерию – точность аппроксимации, плюс точность прогноза.

Наиболее эффективным инструментом решения подобного рода задач является предложенный В.Н. Вапником [22, 23] метод структурной минимизации среднего риска (СМСР). Адаптируем этот метод к условиям нашей задачи.

В информационной базе информационно-измерительной системы хранится множество локальных баз данных $\{x_i\}$, каждая из которых представляет собой ретроспективный временной ряд изменения какого-либо показателя эксплуатации во времени ($i = 1 \dots l$, где l определяется частотой опроса первичных датчиков).

Предположим, что на основании этих массивов данных строятся модели вида $y = y(x)$ (в рассматриваемом случае $Q = Q(t)$, где $Q(t)$ – изменения дебита скважины вследствие износа оборудования).

В этом случае в нашем распоряжении имеется выборка $\{x_i, y_i\}$, где y_i – модельное значение, соответствующее экспериментально измеренному значению x_i .

Учитывая, что экспериментальные данные измерены с определенной погрешностью, введем в рассмотрение помеху ε_i .

Тогда искомая модель примет окончательный вид:

$$y = F(x_i) + \varepsilon_i.$$

Предполагая, что класс функций, в котором ищется регрессия $y(x)$, является параметрическим с параметрами a , задачу можно свести к минимизации функционала эмпирического риска [23]

$$I_0(a) = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^l (y_i - F(x_i; a))^2, \quad (1.28)$$

построенного по случайной выборке $\{x_i, y_i\}$.

В работах [4, 23] показано, что для величины функционала эмпирического риска могут быть получены верхние оценки вида

$$I(a) \leq I_m(a) = I_0(a) \Omega\left(\frac{l}{h}; \frac{\ln \eta}{l}\right), \quad (1.29)$$

справедливые с вероятностью $1-\eta$. Величина h представляет собой емкость класса функций $F(x, a)$ и определяет сложность идентифицируемой модели. В частности, если рассматривается класс линейных по параметрам функций

$$F(x, a) = \sum_{i=1}^n a_i \varphi(x), \quad (1.30)$$

то $h = n$, т.е. емкость класса функций (сложность модели) равна числу искомых параметров n .

Величина $1/h$ определяет относительный объем выборки. Структура второго множителя в выражении (1.29) такова, что с ростом $1/h$ величина Ω уменьшается, стремясь к единице. Функционал эмпирического риска $I_0(a)$ с увеличением $1/h$, как правило, увеличивается. Поэтому существует некоторое оптимальное значение $1/h$, при котором верхняя оценка среднего риска (его гарантированное значение) достигает минимума. Это значение $1/h$ и определяет оптимальную сложность искомой функции.

В соответствии с рекомендациями [4] при восстановлении регрессии в классе функций (1.30) в качестве критерия Ω будем использовать величину

$$\Omega = \left[\frac{1}{1 - \sqrt{n \left(\ln \frac{l}{n} - \ln \eta \right) / l}} \right]_{\infty}, \quad (1.31)$$

$$\text{где } [z]_{\infty} = \begin{cases} z, & z \geq 0, \\ \infty, & z < 0. \end{cases}$$

В работах [22, 23] показано, что удовлетворительное решение поставленной нами двойственной задачи удастся получить в случае использования достаточно больших выборок экспериментальных данных (объем $l > 20$ измерений).

В случае достаточно быстро развивающихся дефектов и при построении соответствующих моделей для малодобитных скважин это требование не выполняется и метод СМСР становится излишне грубым, заведомо отдающим предпочтение более простым моделям, чем следует.

Наиболее эффективных результатов для преодоления подобного рода трудностей достигают путем привлечения методов теории нечетких множеств (объектов, о принадлежности к которым можно судить лишь с вероятностной точки зрения) [24, 25].

Применительно к нашей задаче, под понятием принадлежности к тому или иному объекту будем понимать значения $\{y_{ij}\}$, вычисленные при помощи различных моделей (j – количество рассмотренных моделей).

Нечетким множеством A в U называется совокупность пар вида $(u, \mu_A(u))$, где $u \in U$, а $\mu_A(u)$ – функция принадлежности нечеткого множества A . Близость функции $\mu_A(u)$ к 1 является количественной мерой уверенности в том, что элемент u принадлежит множеству A .

Использование понятий теории нечетких множеств позволяет свести поиск устойчивого решения многокритериальной задачи к задаче поиска экстремума функции принадлежности, которая определяется как

$$\mu(a, n) = (\mu_0(I_0(a, n)) \cdot \mu_c(n))^{0.5}, \quad (1.32)$$

где $\mu_0(I_0)$ и $\mu_c(n)$ – функции принадлежности нечетких множеств «малые значения эмпирического риска» и «малая сложность модели». Эти функции могут быть определены в соответствии с [4] следующим образом:

$$\mu_0(I_0) = \Psi\left(\frac{I_0}{I_1}; m_1\right); \quad \mu_c(n) = \Psi\left(\frac{n}{0,5l}; m_2\right);$$

$$\Psi(t, m) = \begin{cases} 1 - t^m, & \text{при } 0 \leq t \leq l, \\ 0, & \text{при } t > l, \end{cases} \quad (1.33)$$

где I_1 – значение функционала эмпирического риска, соответствующее некоторому начальному числу параметров n ; m_1 и m_2 – показатели степени, определяющие отношение алгоритма к уменьшению эмпирического риска и увеличению сложности модели.

Рассмотрим реализацию предлагаемого метода на основании примера, рассмотренного выше.

В качестве информационного массива для построения наилучшей модели прогноза момента наступления аварии будем использовать те же 30 суточных измерений дебита, а в качестве конкурирующих гипотез рассмотрим те же полиномы.

Результаты проведенных вычислений представлены в табл. 1.15.

Таблица 1.15

Обоснование выбора наиболее приемлемой прогностической модели определения момента наступления отказов насосно-силового оборудования

Сложность модели (степень полинома)	Критерии выбора модели оптимальной сложности		
	I_0	I_m	$\mu \cdot 10^4$
$n = 1$	0,024	0,0124	3,44
$n = 2$	0,020	0,0124	2,48
$n = 3$	0,014	0,0126	2,63

Как следует из табл. 1.15, метод наименьших квадратов (I_0 , столбец 2) рекомендует максимальную степень сложности зависимости. Это вполне понятно, поскольку МНК стремится минимизировать отклонения экспериментальных точек от аппроксимирующей зависимости, а это возможно при максимальной степени полинома. Метод СМСР допускает применение интерполирующего полинома со степенями $n = 1$ и $n = 2$ (I_m , столбец 3), тогда как методы теории нечетких множеств однозначно указывают, что оптимальной является степень полинома $n = 2$ (столбец 4 табл. 1.15), что полностью подтверждает результаты исследований, представленных на рис. 1.17.

Численная оценка «прогнозирующей способности» рассматриваемых моделей производилась на основании определения величин среднеквадратических отклонений (СКО) экспериментальных точек от соответствующих трендов, что и определяет точность прогноза. Для нашего примера величины СКО равны 1,24, 0,26 и 2,31 для полиномов 1-й, 2-й и 3-й степени соответственно. Поэтому очевидно, что способность к прогнозу наиболее высока у полинома второй степени, что совпадает с выводом, полученным на основе теории нечетких множеств.

Аналогичные исследования были проведены нами для различных скважин, эксплуатирующихся в условиях развития различных дефектов, сопровождающихся уменьшением дебитов. Анализ полученных результатов свидетельствует о том, что предлагаемый метод определения оптимальной сложности модели позволяет получать наиболее высокую точность прогноза момента наступления аварии.

Во всех рассмотренных нами случаях увеличение точности прогноза составляет 10–30 %.

При этом следует заметить, что различие в выборе модели, рекомендованной методом СМСР и методами теории нечетких множеств увеличивается с уменьшением объема выборки измерений дебитов скважин. При достаточно больших выборках (как правило, $l > 20$) результаты расчётов по обоим методам практически совпадают.

Проведенные исследования позволяют сделать вывод о том, что предлагаемый подход к решению задачи выбора той или иной модели, описывающей изменение динамики дебита скважины вследствие старения и износа насосно-силового оборудования, позволяет обоснованно выбирать степень сложности модели, обеспечивающей наивысшую точность прогноза момента наступления отказа этого оборудования.

1.3.2. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ОТКАЗОВ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ НА ОСНОВЕ АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ДЕБИТОВ ЭКСПЛУАТАЦИОННЫХ СКВАЖИН

Своевременный и достоверный прогноз в любой отрасли производства позволяет заблаговременно принять меры по предотвращению неблагоприятных ситуаций – аварий, снижения рентабельности производства, сокращения объема продукции или ее реализации. Поэтому ясно, что проблема прогноза остается актуальной независимо от вида производства. Методы прогноза, разработанные для вполне определенного вида человеческой деятельности, оказываются пригодными и для многих других областей. С точки зрения математики это вполне понятно – все прогнозы строятся на продолжении временного ряда изменений некоторого параметра – будь то курс доллара или объем производства конкретного предприятия. Поэтому практически все алгоритмы, разработанные для одной области производственной деятельности, пригодны для других сфер деятельности.

Исторически сложилась ситуация, что наиболее развитыми в области прогнозов оказались две сферы – метеорология и финансы. В других отраслях человеческой деятельности значительно реже выдвигается обоснование необходимости прогноза. С нашей точки зрения, это не вполне обосновано – знание будущего позволяет его корректировать путем научно обоснованных и планируемых действий, причем независимо от сферы приложения прогноза.

Достоверность прогноза зависит от многих параметров. В общем случае, прогнозируемая величина X зависит от n параметров, т.е. $X_m = F(x_i(t_m))$, где $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Понятие прогноза предполагает, что на основании знания первых m значений величины X_m , мы должны определить ее значения в моменты времени $m + 1, m + 2, m + 3, \dots$

Заметим, что во многих случаях число параметров n заранее неизвестно. Более того, оно может изменяться со временем (точнее, значимость n -го параметра). Например, при добыче нефти

суточный ее дебит зависит от производительности глубинного насоса и скорости притока жидкости к устью скважины. Однако скорость притока не является постоянной величиной, более того, она может изменяться непредсказуемым способом. Такая ситуация возникает, например, при начале обводнения или изменении проницаемости нефтеносного пласта. С другой стороны, и производительность насоса зависит от его технического состояния. Отложения веществ различной природы, таких как песок, глина, соли или парафины, приводят к резкому снижению производительности насоса. В итоге оказывается, что дебит нефтедобывающей скважины изменяется во времени весьма сложным образом, особенно при учете таких ситуаций, как выход насоса или трубопровода из строя. Поэтому прогноз дебита оказывается весьма сложной задачей.

Проблемам изменения дебита нефтяного месторождения и отдельной нефтедобывающей скважины посвящено много работ, однако до настоящего времени вопрос о построении математической модели этих объектов нельзя считать решенным. Поэтому основным средством оценки будущих значений объема добычи и остаточных запасов нефти могут стать так называемые «безмодельные» методы прогноза.

Достоверность любого прогноза зависит от объема и точности исходных данных. В области добычи нефти в последние годы ситуация с исходными данными существенно изменилась. Это связано с внедрением автоматизированных систем записи параметров – информационно-измерительных систем. Основным назначением таких систем является оперативный диспетчерский контроль и управление работой нефтедобывающего оборудования. Возможность составления прогноза дает создаваемая в процессе работы база данных, представляющая собой временные ряды параметров функционирования оборудования производственного объекта.

Методы обработки временных рядов можно разделить на несколько групп в зависимости от цели исследования.

Наиболее сложная проблема – построение модели динамической системы, которая позволила бы не только объяснить поведение экспериментального временного ряда, но и построить прогноз на будущее. Однако сложные реальные системы практически не поддаются подобному моделированию, что связано с множеством изменяющихся связей между элементами системы, возникновением новых связей, природа которых и влияние на систему в целом нам неизвестна. Поэтому поведение сложной системы можно рассматривать как в какой-то мере стохастическое, неупорядоченное, а сами временные ряды считать фрак-

тальными. Заметим, что фрактальность временного ряда не означает невозможность каких-либо прогнозов. Как показано в предыдущем разделе, динамика фрактальных параметров – показателя Херста, Хаусдорфа, корреляционной размерности – позволяет во многих случаях строить прогноз аварийных ситуаций на промышленных объектах.

Сложность и изменчивость функциональных связей реальных объектов приводят к необходимости построения упрощенной модели, которая, тем не менее, с достаточной точностью описывала бы поведение системы в течение ограниченного интервала времени. Классический пример обработки временного ряда для этих целей – спектральное разложение. К достоинствам данного метода относится возможность физической интерпретации составляющих спектра, а к недостаткам – строгая периодичность разложения и, как следствие, невозможность прогноза. Тем не менее, спектральное разложение оказывается полезным для выявления периодических компонент временного ряда, например, сезонных изменений дебита в нефтедобыче.

Развитием разложения Фурье является вейвлет-преобразование, основанное на разложении функции по ортонормированному базису двухпараметрического семейства базисных функций, образованных масштабными и сдвигowymi преобразованиями одной базисной функции. Вейвлет-преобразование представляет собой как бы непрерывный блок «оконных» преобразований Фурье с различными «окнами» для каждой частоты. Прогностические свойства вейвлета невелики.

Другая группа методов обработки временных рядов имеет целью прогнозирование поведения временного ряда, отвлекаясь от физической природы порождающих его явлений. Иначе говоря, находится некоторая зависимость «будущего» ряда от его «прошлого», причем физическая природа этой зависимости не рассматривается.

Простейший пример такого подхода – аппроксимация, т.е. определение функциональной зависимости членов ряда от времени. Прогностические возможности регрессионного анализа ограничены неопределенностью шумовой составляющей замеров, априорным заданием степени сложности модели и невозможностью учета возникающих новых связей (свойств) в системе. Ранее было показано, что чрезмерное усложнение модели может привести к снижению ее точности, так что выбор степени сложности аппроксимирующей функции является нетривиальной задачей. Достоверность прогноза на основе аппроксимации трудно поддается оценке.

Полученные в разделе 1.3.1 результаты позволяют строить

модели оптимальной сложности, обеспечивающей наивысшую точность прогноза момента наступления отказа при прогнозировании отказов насосно-силового оборудования по изменениям дебитов. Однако при этом предполагается, что класс функций, в котором оцениваются эти модели, априорно определен. В реальных же условиях выбор этого класса сам по себе является весьма сложной, а порой и неразрешимой задачей.

Структура «скважина – пласт» – сложная динамическая система, поведение которой в общем случае определяется неизвестным числом параметров. С внедрением нефтепромысловых автоматизированных систем измерений появилась возможность осуществлять контроль над большинством технологических параметров эксплуатации месторождения, что позволяет проводить ретроспективный анализ всех временных рядов.

Рассмотрим возможность решения задачи прогноза изменения дебита скважины, происходящего в результате развития дефекта технологического оборудования.

Формализуем нашу задачу прогноза изменения дебита следующим образом.

В информационной базе данных имеется выборка изменений объема m . В общем случае прогнозируемая величина x (суточный дебит) зависит от n параметров, т.е.

$$X_m = F(x_i(t_m)),$$

где m – объем имеющихся измерений; t_m – момент времени, соответствующий каждому измерению; $i = 1 \dots n$; n – число параметров модели.

Под прогнозом будем понимать то, что на основании знания первых m значений величины x_m требуется определить ее значение в моменты времени $m + 1$, $m + 2$, ...

Простейшим методом решения поставленной задачи является аппроксимация, т.е. определение функциональной зависимости членов ряда от времени.

Проведенные исследования показывают, что прогностические возможности регрессионного анализа ограничены шумовой составляющей первичных измерений. Кроме того, в предыдущем разделе показано, что чрезмерное усложнение модели может привести в ряде случаев к снижению точности прогнозов.

В последнее время для прогноза изменения технических, социальных и финансовых показателей развития соответствующих систем активно используется прогностический метод авторегрессии [21].

Рассмотрим возможности применения этого метода к постав-

ленной нами задаче прогноза изменения дебита при воздействии на этот параметр n различных факторов.

Известно, что дискретные периодические решения имеют так называемые разностные уравнения с постоянными коэффициентами:

$$x_{n+m} = a_m x_{n+m-1} + a_{m-1} x_{n+m-2} + a_{m-2} x_{n+m-3} + \dots + a_1 x_n. \quad (1.34)$$

Если заданы x_1, x_2, \dots, x_m , то по формуле (2.34) можно найти x_{m+1}, x_{m+2} и т.д. Общее решение такого уравнения имеет вид

$$x_n = \sum A_k \exp(\gamma_k n) = \sum A_k a_k^n. \quad (1.35)$$

Величины $a_k = \exp(\gamma_k)$ являются корнями многочлена степени m с коэффициентами $1, -a_m, -a_{m-1}, \dots, -a_1$. Если все γ_k чисто мнимые, решение будет суммой гармонических колебаний, в противном случае оно будет содержать возрастающие или убывающие составляющие.

Идея метода основана на том, что обычно в обрабатываемой выборке значимых частот немного, и в этом случае ее с хорошей точностью можно рассматривать как решение разностного уравнения. Для этого, задавшись некоторым m , необходимо найти коэффициенты a_i методом наименьших квадратов, а затем, решив уравнение m -степени, найти искомые частоты. При этом надо учитывать, что число коэффициентов должно быть не меньше чем $2d$, где d – число «существенных» частот в спектре [21].

Эта методика, в отличие от Фурье-разложения, позволяет прогнозировать будущее поведение временного ряда. Однако ее применение ограничено сравнительно простыми системами, а срок прогноза – несколькими шагами во времени.

На рис. 1.18 представлен временной ряд, образованный последовательными измерениями нагрузки в точке подвеса штанг ШГН (динамограмма, развернутая во времени). Вторая кривая («Прогноз») на графике получена с помощью решения системы разностных уравнений. Видно, что модель удовлетворительно передает основные особенности реальной динамограммы и позволяет продолжить временной ряд в «будущее». Прогноз на 150 шагов в данном случае оказался возможным за счет сравнительно малого числа степеней свободы системы – при расчете учитывались только шесть существенных частот. Заметим, что значения частот, получаемые с помощью преобразования Фурье, отличаются от полученных в данном методе. Это является следствием условия кратности периода колебаний и интервала измерений в разложении Фурье, а в реальном случае эти периоды плохо соотносятся друг с другом. В этом смысле частоты (и фа-

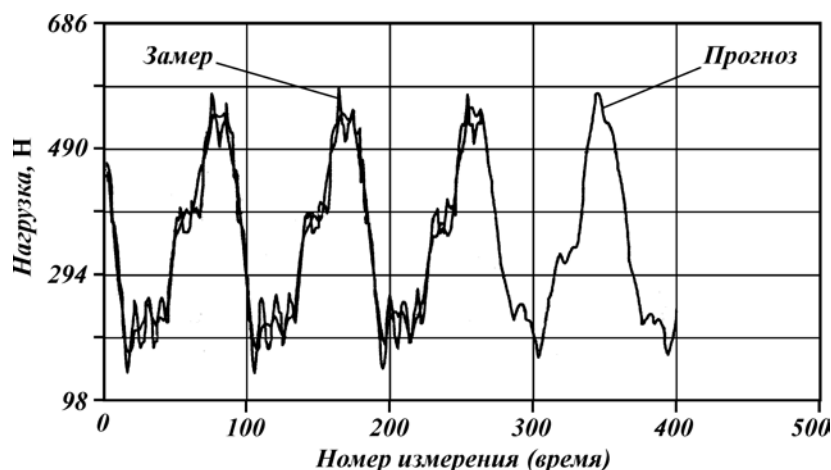


Рис. 1.18. Временной ряд нагрузок ШГН и его прогноз на 150 шагов методом авторегрессии

зы) колебаний, полученные авторегрессионным методом, более точные.

Метод авторегрессии, применительно к задаче прогноза технического состояния оборудования нефтепромысла, может быть использован для ретроспективного исследования трендов «существенных» частот нагрузок в точке подвеса колонны штанг. Динамика изменения этих частот со временем позволяет определить тенденции развития механической системы. Заметим, что определение «существенных» частот переводит задачу определения текущего технического состояния ШГН в плоскость задач спектральной диагностики, хорошо развитой в настоящее время в смежных областях, например вибродиагностики [26].

На рис. 1.19 представлена спектрограмма колебаний нагрузок в колонне штанг ШГН, полученных с помощью метода авторегрессии. Как уже отмечалось, частоты спектральных компонент не являются кратными, как это было бы в случае Фурье-разложения.

С течением времени частоты и амплитуды спектрального разложения изменяются вследствие изменения свойств колебательной системы. На амплитуду и положение частотной компоненты может оказывать влияние, например, изменение упругих свойств штанги, сжимаемость столба жидкости в насосно-компрессорных трубах, величина притока жидкости к устью скважины и другие причины. Это наглядно видно на рис. 1.20, где показаны тренды амплитуд основных составляющих спектрограммы.

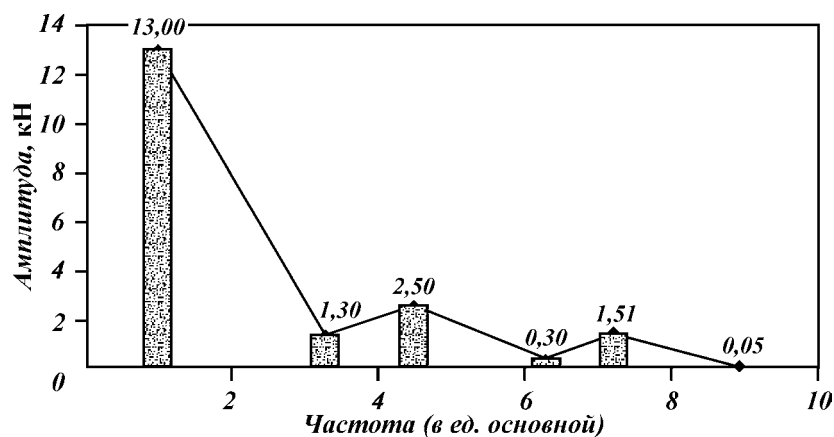


Рис. 1.19. Спектрограмма нагрузок в точке подвеса колонны штанг ШГН, полученная методом авторегрессии.
Частоты даны в единицах частоты качаний балансира

Заметим, что насос, по параметрам которого строились графики рис. 1.20, вышел из строя по причине засорения рабочих органов через 14 сут после последней точки, изображенной на графиках. Поэтому устойчивый тренд некоторых кривых на графиках может, по-видимому, служить дополнительным признаком

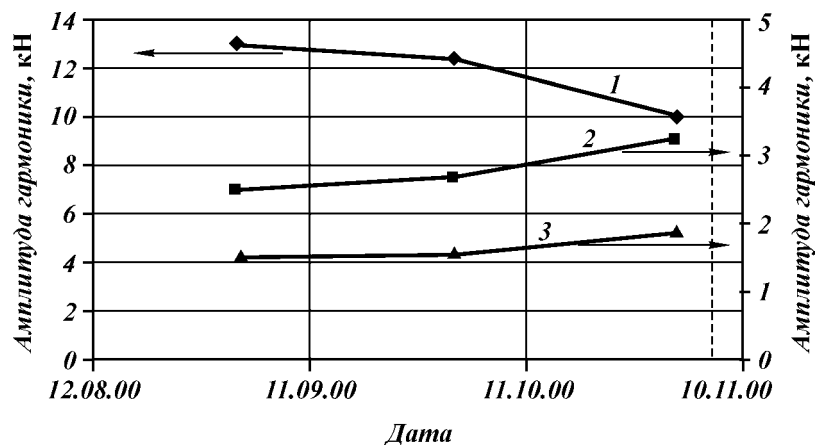


Рис. 1.20. Тренды амплитуд спектральных составляющих колебаний нагрузок в колонне штанг:
1 – основная гармоника; 2 – 3-я спектральная составляющая (по рис. 1.19); 3 – 5-я спектральная составляющая (по рис. 1.19). Пунктирная линия показывает момент наступления отказа насоса

наступления отказа. Проверка этого предположения в шести случаях отказов показала, что для такого предположения действительно имеются основания. Однако для подтверждения этого факта статистическими расчетами необходим большой массив данных по запротоколированным отказам ШГН, который в настоящее время отсутствует.

К недостаткам данного метода прогнозирования отказов следует отнести сложности, возникающие при попытке физической интерпретации рассмотренных трендов. Иными словами, рассматриваемая модель имеет феноменологический характер, т.е. позволяет прогнозировать явление, не раскрывая его физическую сущность.

Как уже отмечалось, замена дифференциального уравнения разностным дает результаты при описании поведения сравнительно простых систем с небольшим числом степеней свободы.

Развитием метода авторегрессии для сложных динамических систем является построение предиктора. В основе метода лежит предположение о том, что временной ряд порождается динамической системой, описываемой нелинейным дифференциальным уравнением (или системой уравнений), причем вид этого уравнения неизвестен. При схождении фазовых траекторий к аттрактору число степеней свободы системы (размерность аттрактора) уменьшается, что в некоторых случаях позволяет реконструировать дифференциальное уравнение. В настоящее время не существует общих методов построения предикторов, однако Такенсом доказана принципиальная возможность реконструкции. Методы составления предикторов в настоящее время активно разрабатываются [21].

Следует упомянуть еще один современный метод прогнозирования на основе построения феноменологической модели – нейронные сети [27, 28]. В основе такого подхода лежит мысль о том, что свойства целого, состоящего из простейших элементов – нейронов – отличаются от свойств составляющих элементов. Важнейшим свойством нейронной сети является ее способность к обучению, суть которого заключается в изменении связей между нейронами. Возможность распознавания образов «обученной» сети сводится с математической точки зрения к выходу на аттрактор, образ которого формируется в процессе обучения.

В настоящее время созданы универсальные пакеты программ, реализующие весь набор нейросетевых методов анализа данных, например пакет STATISTICA Neural Networks – нейронно-сетевой пакет фирмы StatSoft.

Нейронная сеть во многих случаях дает хорошие прогнозы, однако самым существенным ее недостатком является невозмож-

ность проследить логический процесс построения прогноза, или, иначе говоря, сеть не способна объяснить, почему решение будет именно такое.

Недостатком всех рассмотренных феноменологических моделей поведения сложной системы является трудность физической интерпретации результатов.

Метод, позволяющий прогнозировать поведение системы и в то же время в некоторой степени интерпретировать результаты, разработан авторами [29] и назван ими методом «Гусеница». Возможность интерпретации появилась за счет активного участия человека-эксперта на этапе построения прогноза.

Базовый вариант метода состоит в преобразовании одномерного ряда в многомерный с помощью однопараметрической сдвиговой процедуры (отсюда и название «Гусеница»), исследовании полученной многомерной траектории с помощью анализа главных компонент (АГК) и восстановлении (аппроксимации) ряда по выбранным главным компонентам.

Таким образом, результатом применения метода является разложение временного ряда на простые компоненты: медленные тренды, сезонные и другие периодические или колебательные составляющие, а также шумовые компоненты.

Полученное разложение может служить основой прогнозирования как самого ряда, так и его отдельных составляющих.

Метод независимо разрабатывался в России (Санкт-Петербург, Москва) и США (там его аналог получил название SSA – Singular Spectrum Analysis) и показал себя мощным средством исследования временных рядов (в основном в метеорологии, гидрологии, климатологии).

Проиллюстрируем этот метод на основе анализа поведения временного ряда $\{x_i\}$, образованного последовательностью N равноотстоящих значений некоторой функции $f(t)$. Выберем некоторое $M < N$, называемое длиной гусеницы, и представим первые M значений последовательности в качестве первой строки матрицы X . Вторая строка состоит из членов последовательности с x_2 по x_{M+1} , и т.д.

$$X = (x_{ij})_{i,j=1}^{k,M} = \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & x_3 & \dots & x_M \\ x_2 & x_3 & x_4 & \dots & x_{M+1} \\ x_3 & x_4 & x_5 & \dots & x_{M+2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ x_k & x_{k+1} & x_{k+2} & \dots & x_N \end{pmatrix}. \quad (1.36)$$

Эту матрицу, элементы которой равны $x_{ij} = x_{i+j-1}$ можно рассматривать как M -мерную выборку объема k или M -мерный временной ряд, которому соответствует M -мерная траектория – ломаная в M -мерном пространстве из $k-1$ звена.

Следующим этапом преобразований является анализ главных компонент матрицы

$$R = \frac{1}{k} X(X)^T \quad (1.37)$$

и вычисление собственных чисел и собственных значений матрицы R .

Визуальное и аналитическое изучение собственных векторов и главных компонент может дать полезную информацию о структуре изучаемого процесса. Ценную информацию дает изучение двумерных графиков, аналогичных фигурам Лиссажу, когда по осям откладываются различные пары собственных векторов или главных компонент.

Следующим этапом метода является процедура восстановления. Для восстановления исходного ряда используются наиболее значимые компоненты, что дает некоторый произвол в формировании прогноза. Однако именно это обстоятельство делает возможным альтернативный прогноз, учитывающий не только чисто математические связи, но и мнение человека-эксперта.

Восстановление временного ряда, т.е. определение наиболее значимых компонент разложения исходной матрицы, дает возможность составления прогноза. Причем прогноз первоначально проверяется на исходном временном ряде, т.е. прогнозируется заранее известное поведение ряда по предшествующим членам ряда. После того, как, по мнению эксперта, совпадение прогноза и реального ряда достигнуто, проводится прогноз на будущее.

Рассмотрим использование метода «Гусеница» для решения некоторых задач разработки нефтяных месторождений.

Изученный выше случай предсказания поведения временного ряда сил в штоке ШГН был изучен с точки зрения метода АГК. На рис. 1.21 показан исходный временной ряд и его продолжение, основанное на данном методе. Как следует из графика, новый прогноз более точен, причем оказывается возможным определение достоверности прогноза. В отличие от авторегрессионного метода (см. рис. 1.18), в прогнозе учтены высокочастотные периодики, являющиеся следствием динамических нагрузок, рассмотренных в следующем разделе (упругость среды, колонны штанг, инерционные силы).

Большее число периодических компонент, получаемое при данном методе, по сравнению с методом авторегрессии, позволя-

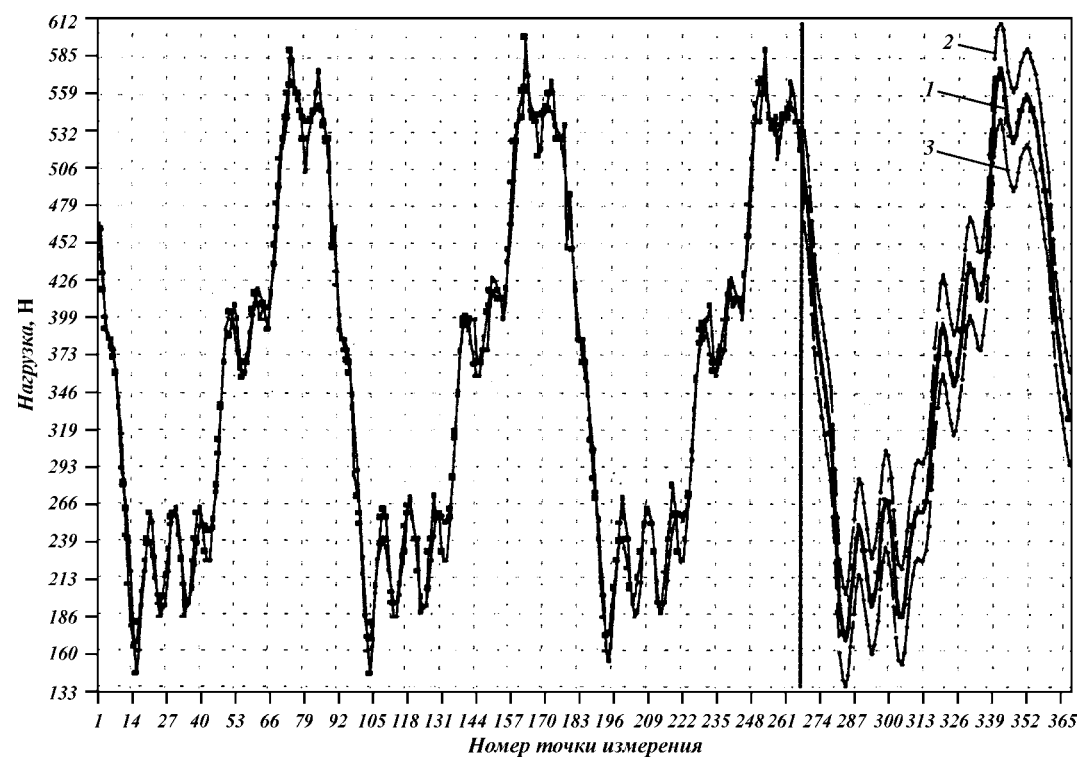


Рис. 1.21. Прогноз нагрузок ШГН (динамограммы) с помощью метода АГК.
 Линии 2, 3 выше и ниже прогнозных значений 1 дают доверительный интервал с достоверностью 95 %

ет получить большее число признаков, по которым, по аналогии с вышеприведенным примером, можно определить приближение момента отказа насосно-силового оборудования нефтедобывающих скважин.

Кроме рассмотренных случаев косвенного определения развивающихся дефектов оборудования скважин, метод АГК можно применить и непосредственно для продолжения временного ряда дебитов, как это было проведено ранее в разделе 1.3.1.

На рис. 1.22 показан временной ряд дебитов скважины, полученный ИИС непосредственно перед остановкой добычи по причине засорения насоса ЭЦН песком. На рис. 1.23 представлен прогноз, проведенный с помощью метода АГК, причем в качестве исходных данных были приняты значения ряда за 60 дней до аварии. Как следует из графика, момент полной остановки предсказан с точностью до нескольких дней.

Приведенные примеры показывают, что методы анализа временных рядов в нефтедобыче позволяют с достаточной точностью прогнозировать их развитие, а, следовательно, своевременно принимать меры по оптимизации производственных процессов. Следует ожидать в ближайшем будущем включения методов прогноза в состав функций информационно-измерительных систем нефтедобычи, что позволит повысить оперативность планово-предупредительных мероприятий, которые будут основаны не только на статистических данных, но и на результатах достоверных прогнозов.

По нашему мнению, особое внимание следует уделить диало-

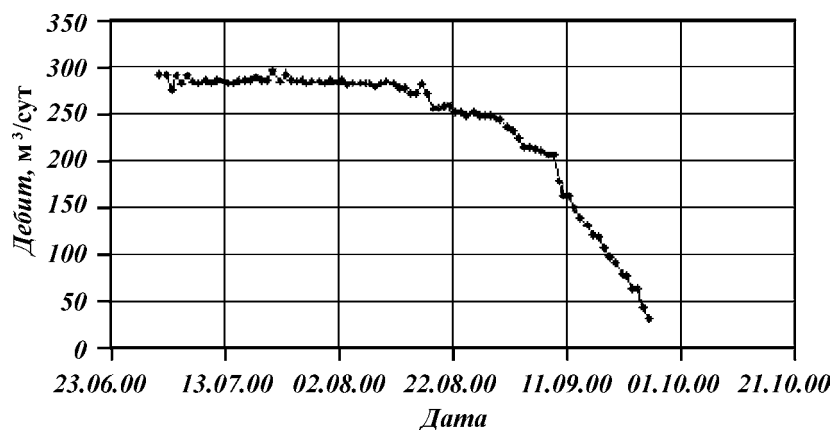


Рис. 1.22. Кривая изменения дебита нефтедобывающей скважины при развивающемся дефекте (засорение рабочих органов песком)



Рис. 1.23. Прогнозирование дебита нефтдобывающей скважины при развивающемся дефекте с помощью метода АГК:
 1 и 2 – исходные и прогнозные значения; 3 и 4 – верхняя и нижняя границы доверительного интервала

говым методам прогноза, при которых вычислительный алгоритм может быть скорректирован на основе экспертных оценок.

Резюмируя все сказанное выше, можно утверждать, что методы прогноза, как бы они не были в настоящее время несовершенны, дают, тем не менее, определенное направление для анализа сложных динамических систем, в частности, технических систем нефтегазовой отрасли.

1.3.3. МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ ГЛУБИННОНАСОСНОЙ ДОБЫЧИ НЕФТИ ШТАНГОВЫМИ УСТАНОВКАМИ

Результаты исследования причин аварийности технологического оборудования нефтедобывающих предприятий показывают, что штанговые глубиннонасосные установки (ШГНУ), в отличие от прочего оборудования, имеют специфичный характер изменения своих показателей надежности в процессе эксплуатации.

Это связано, в первую очередь, с таким конструктивным элементом, как колонна штанг. Упругие колебания, возникающие при переменных нагрузках в сечении штанги, могут вызывать такие нежелательные последствия, как преждевременная усталость металла, и, следовательно, непосредственно влияют на ресурс работы насоса.

В предыдущем разделе было показано, что динамограммы ШГНУ содержат гармонические составляющие, не кратные частоте колебаний балансира, причем происходит заметный тренд этих частот при изменении технического состояния ШГНУ вплоть до аварийного останова установки (см. рис. 1.20). Эти гармоники, по существу, и являются динамическими составляющими нагрузок колонны штанг ШГНУ. Очевидно поэтому, что параметры динамических нагрузок должны оказывать влияние на ресурс колонны штанг, и, следовательно, необходим постоянный контроль за их амплитудой и частотой.

Измерение нагрузок в колонне штанг (динамометрирование) является обязательной процедурой при обслуживании ШГНУ. Динамометрирование штанговых установок для добычи нефти – один из основных методов контроля режима их работы. По графикам нагрузок в точке подвеса колонны штанг определяют сбалансированность станка-качалки, коэффициенты наполнения и подачи насоса, динамический уровень жидкости, удельный вес газожидкостной смеси [4, 5, 11, 19] и т.п. Для целей данной работы особенно важно, что в динамограммах отражаются различные неполадки в работе насоса, в той или иной степени искажающие их форму [5, 12].

В работах по изучению динамограмм ШГНУ, как правило, констатируется факт наличия динамической составляющей нагрузок, однако не проводится детального исследования причин их возникновения и влияния на надежность работы штангового насоса.

Проиллюстрируем это положение на основании анализа формулы В.П. Грабовича, предназначенной для определения вибрационных нагрузок на колонну штанг [30]:

$$P_{\text{виб}} = M_{\text{ж}} g \beta \sqrt{\frac{S}{\Delta L \cos \beta}} - 1, \quad (1.36)$$

где $M_{\text{ж}}$ – масса жидкости в НКТ; $\beta = \omega_0 L \sqrt{\rho/E}$ – динамический коэффициент; L , ΔL – длина колонны и ее удлинение; S – величина хода плунжера насоса.

По уравнению (1.36) в предельном случае, когда $M_{\text{ж}} \rightarrow 0$, динамические нагрузки отсутствуют. Но это противоречит физической сущности процесса работы ШГНУ, так как колебания массивной колонны штанг в любом случае создают значительные усилия в точке подвеса колонны даже при отсутствии жидкости в насосно-компрессорных трубах (НКТ).

Актуальность проблемы учета вибрационных нагрузок определяется тем фактором, что амплитуда динамической составляющей сопоставима с разностью статических усилий в колонне штанг, а ее частота в 5–10 раз превышает частоту качаний ШГНУ, и поэтому она не может не оказывать влияния на усталость металла и долговечность работы колонны штанг. Это, кроме того, следует из эмпирического постулата о том, что разрушающее действие вибрации пропорционально ее амплитуде и квадрату частоты, т.е. амплитуде виброускорения [31].

Рассмотрим задачу определения влияния параметров эксплуатации ШГНУ на характеристики динамических нагрузок в колонне штанг и на показатели надежности штанговой насосной установки.

Динамические нагрузки являются следствием возбуждения внешними силами собственных колебаний механической системы (колонна штанг, газожидкостная смесь, насосно-компрессорные трубы) с пространственно распределенными параметрами. Влияние веса колонны штанг и жидкости в НКТ приводит к необходимости учета зависимости степени деформации от осевой координаты x , т.е. деформацию следует рассматривать как функцию двух переменных – времени t и координаты x .

Примем следующие допущения:

а) скорость звука в жидкости и металле НКТ бесконечно ве-

лика. Это допущение обусловлено тем, что время распространения возмущения в колонне штанг длиной 1000 м составляет $\approx 0,16$ с, и инерционность (или частота дискретизации при использовании компьютерных измерительных систем) применяемых измерительных устройств не позволяет регистрировать столь быстрые процессы;

б) вязкость жидкости не оказывает существенного влияния на частоту собственных колебаний системы. Влияние вязкости будет рассмотрено ниже.

При принятых допущениях колебательная система может быть описана уравнением

$$-E \frac{\partial^2 U}{\partial x^2} + \rho \frac{\partial^2 U}{\partial t^2} = \frac{(\rho - \rho_{\text{ж}})g}{F}, \quad (1.37)$$

где $U(x, t)$ – смещение сечения штанги в точке x от положения равновесия; E – модуль Юнга для материала штанг; ρ – плотность материала штанг; $\rho_{\text{ж}}$ – плотность жидкости в НКТ; F – площадь поперечного сечения штанг; g – ускорение свободного падения.

Согласно модели вес жидкости приложен к нижнему концу колонны штанг ($x = L$) и учитывается в граничных условиях следующим образом:

$$-E \left. \frac{\partial U}{\partial x} \right|_{x=L} = \frac{M_{\text{ж}}g}{F}, \quad (1.37)$$

где $M_{\text{ж}}$ – масса жидкости в НКТ; F – площадь поперечного сечения штанги.

Из (1.37) можно получить уравнение для смещения в стационарном случае ($\partial^2 U / \partial t^2 = 0$), которое является начальным условием нашей задачи:

$$U(x, 0) = \frac{g}{E} \left[\left(\frac{M_{\text{ж}}}{F} + \Delta \rho L \right) x - \frac{\Delta \rho x^2}{2} \right], \quad (1.38)$$

где $\Delta \rho = \rho - \rho_{\text{ж}}$.

Из соотношения (1.38) можно вычислить общее удлинение колонны штанг под действием собственного веса и веса жидкости в НКТ

$$\Delta L = U(L, 0) = \frac{gL}{E} \left[\frac{M_{\text{ж}}}{F} + \frac{\Delta \rho L}{2} \right]. \quad (1.39)$$

Расчеты величины ΔL по формуле (1.39) показывают, что общее удлинение колонны может достигать 0,8–1,2 м, т. е. сопоста-

вимо с ходом полированного штока насоса. Поэтому пренебрежение упругим растяжением колонны штанг может привести к существенным ошибкам в расчетах параметров работы насоса и при диагностировании неполадок в работе ШГНУ по динамограммам.

В работе [31] показано, что собственные частоты колебательной системы, состоящей из упругого стержня с сосредоточенной массой на удаленном конце, могут быть определены из решений трансцендентного уравнения

$$\beta \cdot \operatorname{tg} \beta = M / M_{\text{ж}}, \quad (1.40)$$

при этом динамический коэффициент β вычисляется по соотношению

$$\beta = \omega L \sqrt{\rho / E}, \quad (1.41)$$

где M – масса колонны штанг; ω – собственная циклическая частота колебаний системы (а не частота качаний балансира, как в приведенной выше формуле (1.36)).

Решения уравнения (1.40) для различных отношений $M/M_{\text{ж}}$ приведены в табл. 1.16 [31].

Таким образом, зная глубину подвеса насоса ШГНУ L , геометрические размеры ШГНУ, НКТ и штанг, а также физические свойства жидкости и материала штанг, по данным табл. 1.16 с учетом соотношения (1.41) не сложно вычислить собственную частоту колебаний подвески ШГНУ.

Для проверки полученных соотношений нами использовались данные информационно-измерительной системы, производящей автоматическую регистрацию динамограмм (рис. 1.24) более чем 200 ШГНУ на одном из нефтедобывающих предприятий Западной Сибири.

На рис. 1.25 приведены результаты расчетов периодов собственных частот ряда ШГНУ по полученным выше соотношениям и по фактическим данным, на основе динамограмм ИИС. Данные представлены в виде графика зависимости от глубины подвеса насосов.

Заметим, что зависимость периодов собственных частот колебаний ШГНУ от длины колонны штанг имеет линейный характер, такой же, как и экспериментальные значения того же пара-

Таблица 1.16

Решения уравнения (1.40) для различных соотношений $M/M_{\text{ж}}$ [31]

$M/M_{\text{ж}}$	0,01	0,1	0,3	0,5	0,7	1,0	2,0	3,0	5,0	10,0	∞
β	0,10	0,32	0,52	0,65	0,75	0,86	1,08	1,32	1,32	1,42	1,57

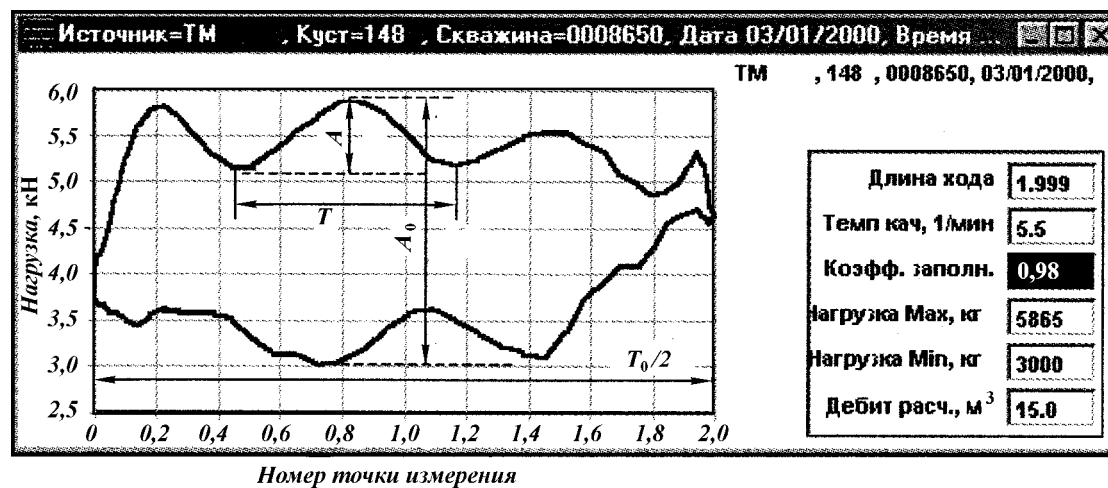


Рис. 1.24. Динамограмма ШГНУ (база данных ИИС «Скат-95»):

A – двойная амплитуда динамических нагрузок; A_0 – максимальный размах нагрузок; $T = 1/(2\pi\omega)$ – период собственных колебаний подвеса ШГНУ; T_0 – период качаний ШГНУ

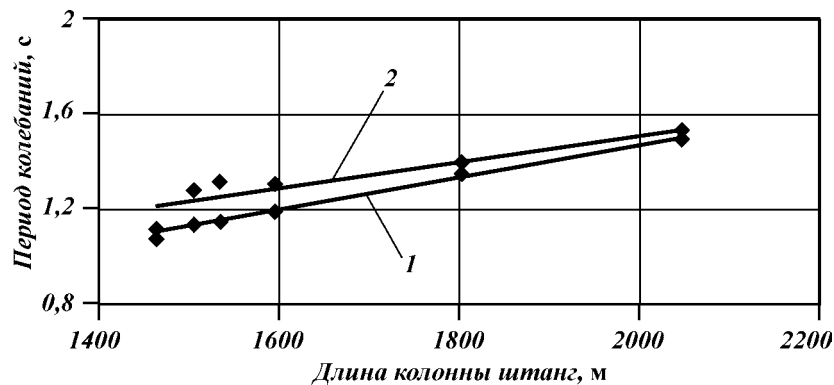


Рис. 1.25. Периоды колебаний штанговых колонн ШГНУ:
1 – расчетные значения, 2 – значения, измеренные по данным ИИС «Скат-95»

метра (при постоянных диаметрах насоса и штанги отношение $M/M_{\text{ж}}$ от L не зависит):

$$T = \frac{L}{\beta} \sqrt{\frac{\rho}{E}}. \quad (1.42)$$

Как следует из рис. 1.25, наблюдается высокая степень соответствия между модельными данными и результатами измерений (среднее отклонение составляет 6,8 %).

С точки зрения обеспечения надежности эксплуатации особый интерес представляет размах колебаний динамической составляющей нагрузок. Поскольку возбуждающей силой для возникновения собственных колебаний колонны штанг является воздействие балансира ШГНУ, то можно предположить, что амплитуда динамической составляющей зависит от параметров внешней силы, т.е. от амплитуды и периода качаний балансира, а точнее, от величины максимального ускорения точки подвеса колонны штанг a_0 , которая связана с амплитудой и циклической частотой колебаний балансира: $a_0 = A_0 \omega_0^2$.

Еще одна причина возникновения упругих колебаний в колонне штанг – гидродинамические явления, происходящие при работе клапанов насоса. Резкое торможение потока газожидкостной смеси, сопровождающее закрытие клапанов, производит действия типа гидродинамического удара, которые и служат причиной возбуждения собственных колебаний колонны штанг.

Значительные динамические нагрузки, возникающие в колонне штанг, могут привести к обрыву вследствие ускорения процес-

сов усталости металла штанг или при их кратковременном «зависании». Подтверждением этому служит обрыв колонны на скв. 8650 СП «Ватойл», динамические нагрузки в которой составляли около 30 % от полного ее размаха (см. рис. 1.24). Авария произошла через 2 мес после проведения измерений при наработке 154 сут, что значительно меньше средней наработки (350 сут). В табл. 1.17 приведены примеры аварий на нефтепромысле СП «Ватойл» по обрывам колонны штанг, связанных с высокими значениями динамических нагрузок.

Амплитуда нагрузок может значительно увеличиться при кратном отношении частот внешней силы и собственных колебаний колонны штанг при возникновении явления резонанса.

Учет влияния динамических нагрузок на обрывы штанг становится особенно актуальным в последнее время, что связано с увеличением глубин подвеса насосных установок ШГНУ (на ряде месторождений до 2–3 км).

Для снижения аварийности ШГНУ по обрывам штанг, при наличии значительной динамической составляющей нагрузок, можно рекомендовать снижение частоты колебаний балансира при увеличении его хода (для сохранения производительности) и снижение диаметра плунжера насоса (для снижения веса жидкости в НКТ), контроль исправности работы клапанов ШГНУ.

Влияние вязкости на колебательные процессы в ШГНУ называется на скорости затухания динамической составляющей нагрузок и количественно характеризуется коэффициентом затухания α . С учетом экспоненциального характера затухания ($A = A_0 \exp(-\alpha t)$), он может быть определен при наличии динамограмм как

$$\alpha = \frac{1}{T} \ln \frac{A_1}{A_2}, \quad (1.26)$$

Таблица 1.17

Примеры аварий по обрывам штанг, связанных с высокими значениями динамических нагрузок

Номер куста	Номер скважины	Марка насоса	Относительная динамическая составляющая A/A_0 (Измерения проводились 20.04.2001 г.)	Дата аварии	Наработка, сут
132	4302	RW-200	0,29	11.05.2001	123
8	4176	B-32	0,22	7.05.2001	151
131	1785	B-29	0,27	20.06.2001	139
29	4500	B-32	0,30	07.06.2001	77
241	4615	B-29	0,32	04.06.2001	90

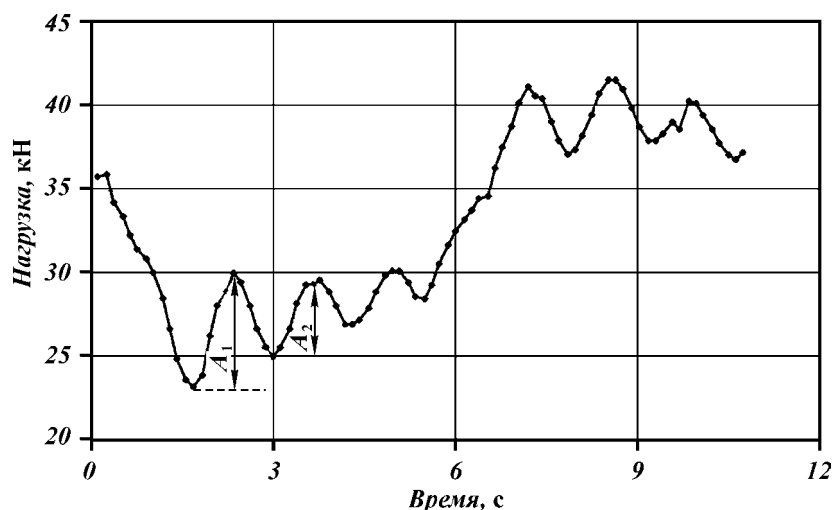


Рис. 1.26. Влияние вязкости на затухание колебаний (данные ИИС «Скат-95», скв. 4158 «Ватойл», динамограмма развернута во времени)

где A_1 и A_2 – амплитудные значения динамических нагрузок в смежные периоды колебаний (рис. 1.26). Поскольку затухание колебаний определяется в основном силами вязкости перекачиваемой жидкости ($\alpha \sim \nu$), появляется принципиальная возможность экспресс-оценки коэффициента вязкости по текущим параметрам динамограмм, которые регистрируются автоматическими измерительными системами несколько раз в течение суток. Связь же вязкости добываемой жидкости с ее обводненностью можно использовать для расчета текущего значения последней.

Список литературы к главе 1

1. Смородов Е.А., Исмаков Р.А., Деев В.Г. Оптимизация сроков проведения ремонтных мероприятий подземного оборудования//Нефтяное хозяйство. – 2001. – № 2. – С. 60–63.
2. Байков И.Р., Смородов Е.А., Деев В.Г. Математическое моделирование отказов насосно-силового оборудования нефтедобывающих промыслов//Горный вестник. – 2000. – № 3. – С. 51–54.
3. Байков И.Р., Смородов Е.А., Деев В.Г. Анализ временных рядов как метод прогнозирования и диагностики в нефтедобыче//Нефтяное хозяйство. – 2002. – № 2. – С. 71–74.
4. Мирзаджанзаде А.Х., Хасанов М.М., Бахтизин Р.Н. Этюды о моделировании сложных систем нефтедобычи. Нелинейность. Неравновесность. Неоднородность. – Уфа: ГИЛЕМ, 1999. – 462 с.
5. Валеев М.Д., Хасанов М.М. Глубиннонасосная добыча вязкой нефти. – Уфа: Башкирское книжное издательство, 1992. – 150 с.

6. Курицкий Б.Я. Поиск оптимальных решений средствами Excel 7.0. – СПб: «ВНУ-Санкт-Петербург», 1997. – 384 с.
7. Кучумов Р.Я., Сагитова Р.Г., Рахметдинов У.З. Методы повышения эксплуатационной надежности нефтепромыслового оборудования. – Уфа: Башкирское книжное издательство, 1983. – 110 с.
8. Берлянт А.М. Образ пространства: карта и информация. – М.: Мысль, 1986. – 240 с.
9. Кукинов А.М. Применение порядковых статистик и ранговых критериев для обработки наблюдений/Поиск зависимости и оценка погрешности. – М.: Наука, 1985. – С. 97.
10. М. Кендэл. Ранговые корреляции. – М.: Статистика, 1975. – 216 с.
11. Алиев Т.М., Мелик-Шахназаров А.М., Тер-Хачатуров А.А. Измерительные информационные системы в нефтяной промышленности. – М.: Недра, 1981. – 351 с.
12. Смородов Е.А., Деев В.Г. Оперативный контроль сбалансированности станка-качалки ШГН на основе динамометрирования//Нефтяное хозяйство. – 2001. – № 7. – С. 57–58.
13. Smorodov E, Deev V. Application of Serial Statistics for Diagnostics of the Oil and Gas Equipment//Journal of fushun petroleum institute. – 2000. – № 4. – P. 52–57.
14. Пригожин И., Стенгерс И. Порядок из хаоса. Новый диалог человека с природой. Пер. с англ. – М.: Эдиториал УРСС, 2000. – 312 с.
15. Николис Г., Пригожин И. Познание сложного. – М.: Мир, 1990. – 342 с.
16. Заславский Г.М., Сагдеев Р.З. Введение в нелинейную физику. От маятника до турбулентности и хаоса. – М.: Наука, 1988. – 368 с.
17. Федер Е. Фракталы. – М.: Мир, 1991. – 254 с.
18. Алиев Т.А., Нусратов О.К. Методы и средства диагностики глубиннонасосного оборудования нефтяных скважин//Нефтяное хозяйство. – 1998. – № 9–10. – С. 78–80.
19. Бендат Дж., Пирсол А. Применение корреляционного и спектрального анализа. – М.: Мир, 1983. – 312 с.
20. Новое в синергетике. Загадки мира неравновесных структур/Под ред. акад. Макарова И.М. – М.: Наука, 1996. – 263 с.
21. Вапник В.Н. Алгоритмы обучения распознаванию образов – М.: Советское радио, 1973. – 768 с.
22. Вапник В.Н. Восстановление зависимостей по эмпирическим данным. – М.: Наука, 1979. – 448 с.
23. Заде Л. Понятие лингвистической переменной и его применение к принятию приближенного решения. – М.: Мир, 1976. – 165 с.
24. Байков И.Р., Смородов Е.А., Смородова О.В., Деев В.Г. Уточнение прогнозов аварийных отказов технологического оборудования методами теории нечетких множеств.//Известия вузов. Проблемы энергетики. – 2000. – № 7–8. – С. 17–22.
25. Русов В.А. Спектральная вибродиагностика. – Пермь: «Вибро-Центр», 1996. – 174 с.
26. Swingler K. Applying Neural Networks, A Practical Guide, Academic Press, 1996.
27. Горбань А.Н. Обучение нейронных сетей. – М.: СП ПараГраф, 1991. – 305 с.
28. Главные компоненты временных рядов: метод «Гусеница»/Под ред. Д.Л. Данилова и А.А. Жиглявского. – СПб: Изд-во Санкт-Петербургского университета, 1997. – 321 с.
29. Грайфер В.И., Ишемгузин С.Б., Яковенко Г.А. Оптимизация добычи нефти глубинными насосами. – Казань: Татарское книжное издательство, 1973. – 214 с.
30. Вибрации в технике: Справочник. В 6-ти томах/Под ред. В.Н. Челомей. – М.: Машиностроение, 1978.
31. Неймарк Ю.И., Ланда П.С. Стохастические и хаотические колебания. – М.: Наука. – 1987. – 562 с.