

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ УФИМСКИЙ
ГОСУДАРСТВЕННЫЙ НЕФТЯНОЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

На правах рукописи



ШАТРОВ СЕРГЕЙ ВИКТОРОВИЧ

**ОЦЕНКА РЕСУРСОВ УГЛЕВОДОРОДОВ НА ОСНОВЕ СОВМЕСТНОГО
МОДЕЛИРОВАНИЯ ВЕРОЯТНОСТНЫХ И ОБЪЁМНЫХ
ХАРАКТЕРИСТИК ПОИСКОВЫХ ОБЪЕКТОВ**

25.00.12 – геология, поиски и разведка нефтяных и газовых месторождений

ДИССЕРТАЦИЯ
на соискание учёной степени кандидата
геолого-минералогических наук

Научный руководитель
доктор технических наук, профессор
Котенёв Юрий Алексеевич

Уфа – 2018

ОГЛАВЛЕНИЕ

ОГЛАВЛЕНИЕ	2
ВВЕДЕНИЕ	4
ГЛАВА 1. НЕОПРЕДЕЛЁННОСТЬ КАК ОСНОВА ГЕОЛОГОРАЗВЕДКИ	13
1.1. Неопределённость и риск в геологоразведке.....	13
1.2. Ожидаемая стоимость и мера чувствительности к риску	20
1.3. Геологические факторы и вероятность открытия	25
1.4. Уточнение понятий <i>успеха</i> и <i>вероятности открытия</i>	29
1.5. Оценка величины ресурсов методом Монте-Карло.....	35
1.6. Проблема агрегирования ресурсов по нескольким поисковым объектам	42
1.7. Постановка задач исследования.....	48
ГЛАВА 2. НОВЫЙ ПОДХОД К ВЕРОЯТНОСТНОЙ ОЦЕНКЕ РЕСУРСОВ – ИНТЕГРАЛЬНЫЙ УЧЁТ РИСКОВ И НЕОПРЕДЕЛЁННОСТЕЙ.....	50
2.1. Принцип совместного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов	50
2.2. Области действия геологических факторов и матрица поисковых объектов	52
2.3. Моделирование подсчётных параметров.....	63
2.4. Выбор вероятностного распределения для площади залежи.....	80
2.5. Корреляции подсчётных параметров	95
2.6. Обзор практического применения метода	100
2.7. Обобщение разработанного метода.....	104
ГЛАВА 3. АДАПТАЦИЯ МЕТОДА ДЛЯ СЦЕНАРНЫХ РАСЧЁТОВ ДОБЫЧИ, ОБУСТРОЙСТВА И ЭКОНОМИКИ	107
3.1. Необходимость учёта набора сценарных вариантов	108
3.2. Количество сценарных вариантов и способы дискретизации вероятностных распределений ресурсов	112
3.3. Соотнесение дискретных вариантов с конкретными значениями входных параметров	117

3.4. Статистическое определение наборов залежей и структур	120
ГЛАВА 4. ВЫВОД АНАЛИТИЧЕСКИХ ФОРМУЛ ДЛЯ РАСЧЁТА	
ВЕРОЯТНОСТИ СУЩЕСТВОВАНИЯ МЕСТОРОЖДЕНИЯ	127
4.1. Подготовка к выводу формул.....	127
4.2. Формула для частного случая: один пласт, n структур	129
4.3. Формула для общего случая: m пластов, n структур	132
4.4. Проверка корректности аналитического решения.....	134
4.5. Потенциал применения	136
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	138
СПИСОК СОКРАЩЕНИЙ И УСЛОВНЫХ ОБОЗНАЧЕНИЙ.....	146
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ.....	147

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность темы исследования

По мере роста степени изученности большинства нефтегазоносных провинций страны, в массиве неоткрытых запасов неуклонно возрастает доля мелких и мельчайших по запасам залежей, разработка которых может оказаться нерентабельной при отсутствии синергии с другими мелкими залежами. В связи с этим, возрастает значимость корректного учёта неопределённостей для групп близко расположенных поисковых объектов, с учётом пространственных зависимостей и корреляций [76]. Настоящее исследование посвящено разработке соответствующей методики, в его основу положен опыт решения теоретических и практических задач, возникающих при проведении технико-экономической оценки поисковых активов углеводородного сырья.

Объект и предмет исследования

Существует несколько уровней геологического масштаба, на которых принято оценивать ресурсный потенциал. Гордон Кауфман выделяет три таких уровня: «В геологоразведке на нефть и газ статистические методы служат инструментом принятия решений на трёх уровнях: поисково-разведочный объект, зона нефтегазонакопления и осадочный бассейн» [21]. Янг Денгвей проводит аналогичное разделение, но перед бассейном добавлен промежуточный уровень – нефтегазоносная система [14]. Вполне естественно, что в зависимости от принадлежности к тому или иному уровню масштаба, решаемые задачи и используемый инструментарий имеют свои особенности.

Настоящее исследование оперирует объектами и категориями первых двух уровней. Это связано с тем, что диссертация является обобщением теоретических и практических разработок, выполненных за годы работы по геолого-экономической оценке многих десятков геологоразведочных, а также добычных активов. В роли объектов оценки выступали отдельные выявленные и/или подготовленные структуры, лицензионные участки, иногда – группы близко расположенных участков. Соответственно, проблематика вероятностной оценки

ресурсов рассматривается в настоящей диссертационной работе именно в таком масштабе.

Один из основоположников применения вероятностных методов в нефтяной геологии, Роберт Мегилл следующим образом сформулировал три фундаментальных вопроса геологоразведки: 1) каковы шансы обнаружить месторождение? 2) каков его ожидаемый размер? 3) будет ли рентабельной его разработка? [29]. Основным **предметом исследования** являются первые два из этих пунктов: оценка вероятности открытия¹ месторождения и вероятностная оценка его возможных запасов (ресурсов). Кроме того, анализируется проблема оптимального использования результатов вероятностного моделирования ресурсов при формировании сценарных вариантов для расчёта технологических показателей, что представляет собой первый этап экономической оценки.

В более детальной классификации направлений геолого-экономической оценки запасов и ресурсов УВ, предложенной в [118], разделяются оценка на макроуровне и оценка отдельных нефтегазоносных объектов. При этом к макроуровню отнесены: 1) планирование доходов государства, формирование энергетической стратегии страны; 2) формирование программы воспроизводства материально-сырьевой базы страны; 3) региональный этап ГРП. Оценка отдельных объектов, в свою очередь, разделена на 5 этапов: 1) аукцион на право пользования недрами; 2) поисково-оценочный этап ГРП; 3) разведочный этап ГРП; 4) опытно-промышленная эксплуатация месторождения; 5) разработка месторождения. В соответствии с данной классификацией, объект и предмет настоящего исследования относятся к 1-му и 2-му этапам второго уровня.

Следует отдельно отметить, что практически во всех разделах настоящей работы не является принципиальным, являются ли объектом оценки геологические или извлекаемые ресурсы. В отдельных случаях специально подчёркивается, что подразумеваются извлекаемые ресурсы, однако большая часть рассмотренных положений применима также к ресурсам геологическим. В

¹ В разделе 1.4 будет уточнено, что в действительности речь идёт не о вероятности открытия, а о вероятности *существования* месторождения на оцениваемой площади.

разделе 2.3 второй главы проблема выбора между вероятностным моделированием извлекаемых и геологических ресурсов рассматривается отдельно.

Цели и задачи диссертации

Цель проведённого исследования – совершенствование методов поиска и оценки ресурсов углеводородов путём комплексной обработки двух составных элементов неопределённости ресурсной базы: вероятности существования месторождения и величины его возможных запасов.

Необходимость разработки такого метода комплексной оценки обусловлена следующим: при проведении *раздельной* оценки вероятности существования месторождения и его объёмных характеристик возникают две критические проблемы. Первая проблема – необходимость корректного агрегирования вероятностных оценок, выполненных по отдельным поисковым объектам, для получения комплексной оценки в целом по участку. Такая агрегация представляет собой нетривиальную задачу, упрощённые решения которой приводят к значительным искажениям результата. Вторая проблема – даже в случае математически строгого агрегирования вероятностных оценок по нескольким поисковым объектам, остаётся невозможным учесть взаимные корреляции между значениями объёмных параметров и геологических факторов в агрегируемых объектах, а это, опять же, приведёт к некорректным, смещённым оценкам – как интегральной вероятности существования/открытия месторождения, так и суммарных ресурсов оцениваемой площади.

Для достижения поставленной цели были поставлены и решены следующие задачи:

1. Сформулирован и обоснован принцип совместного вероятностного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов поисковых объектов методом Монте-Карло. Показано, что такое совместное моделирование позволяет учесть пространственные корреляции параметров в пределах поисковых объектов и между объектами. В результате обе указанные выше проблемы, характерные для традиционного подхода, исчезают.

2. Геологические факторы, контролирующие вероятность существования месторождения (наличие коллектора, покрышки и т.д.), разделены на протяжённые и локальные составляющие и сведены в матрицу поисковых объектов. Для протяжённых компонент реализован механизм наследования значений вдоль строк (пластов) или столбцов (структур) матрицы поисковых объектов, в соответствии с геологической природой каждого геологического фактора.

3. Даны рекомендации по моделированию подсчётных параметров. Отдельно проанализированы возможные подходы к выбору вероятностного распределения для моделирования площади залежи – как ключевого подсчётного параметра. Предложена методика построения этого распределения.

4. Обеспечение учёта корреляций между подсчётными параметрами. Наряду с традиционно рассматриваемыми корреляциями между различными подсчётными параметрами в пределах единой залежи, выделены в отдельную категорию корреляции между значениями одного и того же параметра в разных поисковых объектах.

5. Проанализированы существующие подходы к дискретизации вероятностных распределений ресурсов для проведения сценарных расчётов технологических показателей разработки с последующей экономической оценкой. Предложена методика статистического соотнесения каждого из дискретных значений ресурсов с конкретной конфигурацией «подтвердившихся» залежей, а также с конкретными значениями подсчётных параметров этих залежей.

6. Выведен набор аналитических формул для расчёта вероятности существования месторождения. Формулы также основаны на матрице поисковых объектов, выведены для произвольного количества пластов и структур и представляют собой альтернативу методу Монте-Карло.

Научная разработанность темы

Главные отечественные научные школы в области теории и практических приложений количественной оценки перспектив нефтегазоносности были сформированы во ВНИГНИ, ВНИГРИ, ЗапСибНИГНИ, СНИИГГИМСе,

ВНИИЗарубежгеология, ИГГ АН СССР (ныне ИНГГ СО РАН), ИГИРГИ, ВНИИгаз, ИГИРНИГМ и других организациях. Выдающийся вклад в это направление геологической науки внесли советские и российские ученые: А.А. Бакиров, М.Д. Белонин, И.О. Брод, Л.М. Бурштейн, Н.И. Буялов, И.М. Губкин, Ф.Г. Гурари, Н.А. Еременко, А.Э. Конторович, Н.А. Крылов, В.Р. Лившиц, М.С. Моделевский, С.Г. Неручев, И.И. Нестеров, А.А. Трофимук, Э.Э. Фотиади, В.И. Шпильман и другие. В области вероятностной оценки запасов и ресурсов значимые результаты получены, наряду с вышеперечисленными, М.Д. Белониным, В.И. Галкиным, С.В. Галкиным, Н.М. Емельяновой, Л.С. Грековой, В.И. Деминым, О.П. Иоффе, А.Б. Золотухиным, Р.И. Коганом, О.С. Красновым, С.Н. Кривощёковым, О.А. Мелкишевым, Ю.В. Подольским, В.И. Пороскуном, И.С. Путиловым, А.Е. Старобинцем, М.Ю. Стерниным, Е.Ф. Фроловым, А.Я. Фурсовым, Г.И. Шепелевым и другими.

За рубежом значительный вклад в разработку вероятностных методов оценки ресурсов внесли Э. Биккель, П. Дельфинер, Ф. Демирмен, Дж. Дэвис, Г. Кауфман, Э. Кейпен, Дж. Маккей, Р. Мегилл, Дж. Мурза, П. Невендорп, Р. Отис, П. Роуз, Дж. Л. Смит, Ч. Стейбелл, Д. Уайт, Д. Харбух и другие.

В результате многолетних научных изысканий к концу 20-го века были накоплены выдающиеся результаты, прежде всего, в области регионального анализа и прогноза нефтегазоносности – в масштабе нефтегазоносных провинций и областей. Были установлены основные закономерности генерации, миграции и аккумуляции углеводородов, разработаны принципы и методы количественного прогноза нефтегазоносности. Эти научные результаты и разработки были изложены в таких классических монографиях, как [93], [125], [102] и других, а также – в виде методического руководства – в [104].

В области *локальной* количественной оценки углеводородных ресурсов к настоящему времени детально проработана методика анализа геологических факторов формирования и сохранности залежей углеводородов и основанный на этом анализе расчёт вероятности существования месторождения на оцениваемой площади. Параллельно развивалась теория и практика применения метода Монте-

Карло для вероятностного моделирования подсчётных параметров поискового объекта, с формированием в результате вероятностного распределения ресурсов оцениваемой залежи.

Общепринятым на сегодня подходом при локальной вероятностной оценке является выполнение анализа геологических факторов и проведение моделирования Монте-Карло отдельно для имеющихся поисковых объектов. В результате удаётся получить для каждого поискового объекта вероятность подтверждения в нём углеводородной залежи, а также вероятностное распределение приуроченных к ней ресурсов. К сожалению, этот набор индивидуальных оценок не поддаётся технологичному объединению, с тем чтобы получить интегральную оценку участка в целом. Проведение такого объединения (агрегации) было бы возможным, если бы между подсчётными параметрами и геологическими факторами разных объектов не существовали взаимные зависимости и корреляции.

В настоящем исследовании предлагается решение данной проблемы.

Научная новизна диссертации

Разработан и обоснован метод вероятностной оценки локализованных ресурсов, в рамках которого совместно учитываются две ключевые неопределённости ресурсной базы: неопределённость существования углеводородных залежей в поисковых объектах и неопределённость объёмных параметров этих залежей. Особенностью данного метода является интегральная оценка всей совокупности поисковых объектов, с учётом корреляционных зависимостей между их объёмными параметрами, а также между проявлением геологических факторов в разных объектах. Предложенный подход снимает трудно разрешимую проблему корректной агрегации вероятностных оценок, выполненных отдельно для каждого поискового объекта.

Разработан метод статистического соотнесения произвольного значения ресурсов с некоторым наиболее вероятным для него количеством и конфигурацией «подтвердившихся» поисковых объектов, а также с конкретным представительным набором их подсчётных параметров, позволяющий проводить

сценарные расчёты разработки и обустройства не для абстрактной скалярной величины ресурсов, а для конкретного, наиболее вероятного набора геологических объектов и параметров.

Впервые получено аналитическое выражение, позволяющее для произвольного количества пластов и структур рассчитывать вероятность существования месторождения с учётом разделения геологических факторов на протяжённые и локальные компоненты.

Положения, выносимые на защиту

1. Метод вероятностной оценки, основанный на совместном (и одновременном для всех потенциальных залежей) учёте как объемных характеристик каждой залежи, так и вероятности её существования.

2. Метод стохастического соответствия сценарных вариантов разработки месторождения наиболее вероятным комбинациям подтвердившихся поисковых объектов и наборам значений их подсчетных параметров.

Теоретическая и практическая значимость работы

Применение разработанного метода позволяет получать несмещённые оценки вероятности существования месторождения и строить корректные вероятностные распределения ресурсов углеводородов непосредственно для объекта экономической оценки – лицензионного участка или группы участков. Без использования данного метода приходится выполнять изолированные оценки для составных частей лицензионных участков (для отдельных залежей, отдельных структур), корректное объединение этих изолированных оценок представляет собой практически нерешаемую задачу.

Практическая значимость исследования существенна и в народнохозяйственном отношении. Для нефтяных компаний применение метода обеспечивает объективную экономическую оценку поискового актива, что снижает риск ошибочных решений в двух аспектах: с одной стороны, риск неэффективных инвестиций в случае необъективно завышенной оценки; с другой стороны, риск упущенной выгоды в случае отказа от эффективных инвестиций. Для государства,

в свою очередь, использование разработанного метода предоставляет корректную оценку ресурсов тех или иных площадей экономического пространства страны, что позволяет предотвратить занижение стартовых платежей за лицензии, а также оптимизировать политику лицензирования в целом.

Таким образом, практическое использование результатов диссертационного исследования имеет непосредственную экономическую эффективность.

Апробация и внедрение результатов

Отдельные результаты исследования были доложены на Международной конференции ВНИГРИ «Трудноизвлекаемые запасы и нетрадиционные источники углеводородного сырья. Проблемы, перспективы, прогнозы», состоявшейся в г. Санкт-Петербург в июле 2015 г. Методика проходила неоднократные обсуждения на совещаниях в ПАО АНК «Башнефть», в том числе с участием специалистов независимой аудиторской компании «Миллер энд Ленц, Лтд».

Разработанный метод совместного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов принят к использованию в ПАО АНК «Башнефть» и ООО «БашНИПИнефть» и применяется на регулярной основе при проведении технико-экономической оценки всех поисковых активов, а также при принятии решений о целесообразности продолжения геологоразведочных работ. За период 2012-2017 гг. выполнены ТЭО более чем по 130 поисковым активам, 20 из них приобретены по результатам оценки.

Публикации по теме диссертации

У автора имеется 12 научных публикаций. В 7 из них излагаются материалы и результаты выполненных в диссертации исследований. В том числе в изданиях, рекомендованных ВАК Министерства образования и науки РФ:

1. Шатров С. В. Вероятностная оценка геолого-разведочных активов углеводородного сырья // Нефтяное хозяйство. – 2012. №4. С.13-17.

2. Шатров С. В. Вероятностная оценка ресурсов нефти блока 12 в Ираке // Нефтяное хозяйство. – 2013. №4. С. 86-89.

3. Шатров С. В. Расчёт вероятности открытия месторождения с учётом взаимной зависимости параметров в пределах оцениваемых пластов и структур //

Нефтегазовая геология. Теория и практика. – 2015. Т.10. №2. 14 С.

4. Шатров С. В. Аналитические формулы расчёта вероятности открытия месторождения для усложнённых моделей зависимости геологических факторов // Нефтегазовая геология. Теория и практика. – 2015. Т.10. №4. 20 С.

5. Шатров С. В., Котенёв Ю. А. Дискретизация вероятностных распределений для формирования дерева вариантов при оценке геологоразведочных активов углеводородного сырья // Нефтегазовое дело. 2015. - Т.13. - №3. С.22-29.

В других изданиях:

6. Шатров С. В. Критика распространённого подхода к вероятностному моделированию площади при оценке ресурсов методом Монте-Карло // Современные технологии в нефтегазовом деле. – 2015. Т.1. С. 292-299.

7. Николенко В. В., Шатров С. В. Выбор распределения для моделирования площади при вероятностной оценке ресурсов углеводородов методом Монте-Карло // Электронное издание ВНИГРИ, CD-ROM. 2015.

Структура и объём диссертации

Диссертация объемом 158 страниц состоит из введения, четырёх глав, заключения, списка литературы из 130 наименований, включает 34 рисунка и 12 таблиц.

ГЛАВА 1. НЕОПРЕДЕЛЁННОСТЬ КАК ОСНОВА ГЕОЛОГОРАЗВЕДКИ

1.1. Неопределённость и риск в геологоразведке

Представляется очевидным, что на сформулированные Р. Мегиллом и приведённые во введении вопросы трудно дать сколько-нибудь обоснованные ответы, не привлекая вероятностный подход. Более того, первый из вопросов напрямую требует оценить как раз вероятность (открытия). Тем не менее, внедрение вероятностных методов в нефтяной геологоразведке началось относительно поздно – лишь во второй половине 20-го века – и происходило гораздо медленнее, чем можно было бы ожидать.

Г. Кауфман вспоминает [22], как в 1962-м году сотрудник компании «General Petroleum» с гордостью рассказал ему, что теперь при планировании геологоразведочных работ каждый геолог их компании обязан будет для каждой структуры, предлагаемой им к поисковому бурению, указывать вероятность того, что скважина окажется сухой. Для того времени переход к количественной оценке рисков был почти революционным.

Следует отметить, что на протяжении последних десятилетий проблематика анализа рисков и оценки неопределённости характеризуется непрерывным ростом востребованности не только в газонефтяной промышленности, но и в научной литературе в целом. В [24] приведена частотность встречаемости в базе данных “Business Source Premier” терминов «риск» и «неопределённость» в разные десятилетия: 1960-е – 520 употреблений; 1970-е – 1 979 употреблений; 1980-е – 4 824 употреблений; 1990-е – 11 552 употреблений; 2000-е – 50 489 употреблений.

Там же авторы приводят график встречаемости термина «риск» в книгах, индексированных на сайте <http://ngrams.googlelabs.com>. На этом графике также можно наблюдать бурный рост обращений к тематике оценки рисков, начиная с 60-х годов прошлого века (рисунок 1.1).

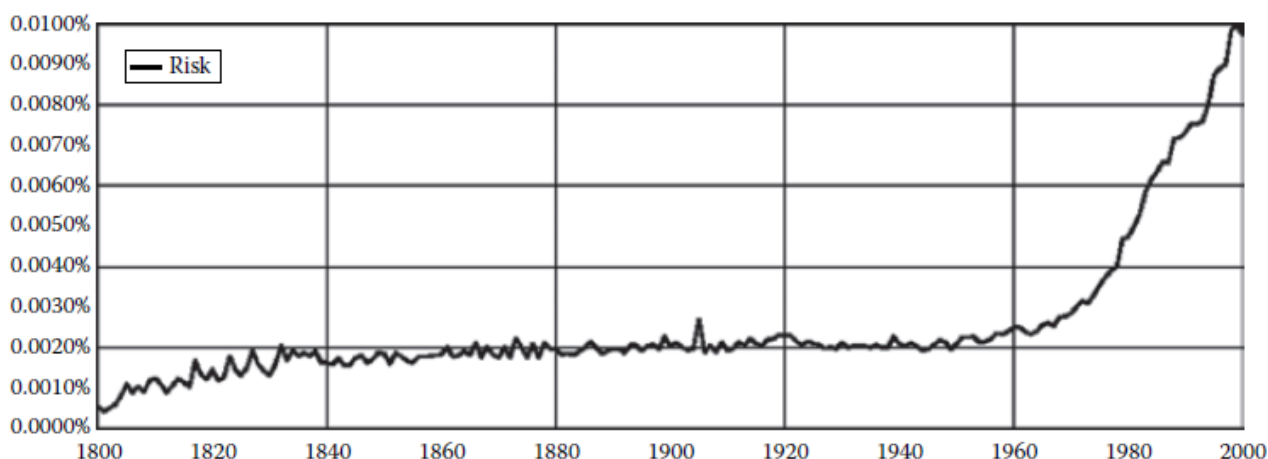


Рисунок 1.1. Встречаемость термина «риск» в научно-технической литературе разных лет

Вместе с тем, в области нефтяной геологии продемонстрированная динамика проявилась со значительным запозданием, а своеобразная революция применения вероятностных методов пришлась уже на 1990-е – 2000-е годы. Это можно проиллюстрировать на примере двух объёмных монографий с одинаковым названием «Petroleum Engineering Handbook» (разных авторских коллективов), одна из которых была издана в 1987 г [7], а другая – 20 лет спустя [41]. Первая – объёмом в 1727 страниц – содержит 60-страничный индекс терминов, в котором можно обнаружить лишь одно-единственное упоминание термина «риск», причём в разделе, посвящённом экономике, а не геологии. Во второй же книге имеется целый раздел, посвящённый анализу рисков и теории принятия решений, состоящий из почти 80 страниц.

Питер Роуз пишет в 2007 г, что одним из технологических новшеств 1990-х годов стало использование в геологоразведке принципиально нового способа измерения ресурсного потенциала поисковых объектов и зон нефтегазонакопления – вероятностной оценки. Осознав, что любой прогноз ресурсов сопряжён со значительной долей неопределённости, специалисты в области геологоразведки стали выражать свои технические оценки в терминах уровня уверенности (вероятности) в той или иной величине ресурсов [47].

В изданном в 2000 г «Методическом руководстве по количественной и экономической оценке ресурсов нефти, газа и конденсата России» отмечается

следующее: «Необходимость применения вероятностного подхода определяется двумя обстоятельствами: во-первых, вероятностная оценка дает исчерпывающее представление о степени неопределенности прогноза, о его точности и надёжности. Во-вторых, вероятностные оценки служат основой для оценок рисков и проведения многовариантных расчетов при экономической оценке перспектив нефтегазоносности.» [104].

Показателен и другой комментарий, сделанный в этом же руководстве: «Важнейшей особенностью нового методологического подхода является ориентировка на вероятностную модель оценки ресурсов, что является в настоящее время общепринятым в мировой практике количественного прогноза нефтегазоносности, но недостаточно реализовано в нашей стране» [104].

Поскольку вероятностная оценка тесно связана с понятиями риска и неопределённости, следует разобраться со значениями и взаимоотношением этих двух понятий. Поль Невендорп в своей монографии [36] использует эти два понятия фактически как взаимозаменяемые. Цитировавшийся во введении Роберт Мегилл [27] и затем Питер Роуз [42] вводят различия между ними, рассматривая риск как «возможность понести потери» и применяя это понятие к величине затрат на тот или иной проект, возможной величине полученной в результате прибыли или понесённых убытков, а также к вероятности того или иного исхода. Неопределённость же в данном случае рассматривается как категория, по определению распространяющаяся на все элементы геологической оценки: вероятность открытия, возможную величину запасов, рентабельность разработки.

В [1] предложено дифференцировать три понятия: вероятность того или иного события; «неопределённость» как количественную характеристику этого события – в предположении, что оно действительно произойдёт; и «риск» как характеристику возможных потерь (например, финансовых). В общем случае анализ рисков призван дать ответ на следующие вопросы:

- 1) Что может произойти?
- 2) Какова вероятность, что это произойдёт?
- 3) Если это произойдёт, каковы будут последствия? [3]

Применительно к геологоразведке ответ на первый вопрос очевидным образом включает возможные отрицательные результаты: неподтверждение структуры по данным сейсморазведочных работ (СРР), отсутствие перспективных интервалов по ГИС, неполучение притока при испытании поисковой скважины и т.д. Ответ на третий вопрос варьируется от ликвидации скважины и списания затрат на неё в убытки до полного отказа от лицензионного участка и, соответственно, списания в убытки суммарных затрат на проект.

В качестве статистики успешности геологоразведочных работ, как правило, указывается доля успешных поисковых скважин, и это неслучайно. Стоимость поисковой скважины, в зависимости от глубины, характеристик геологического разреза, а также от района, варьируется в пределах \$2-6 млн. на суше, \$30-60 млн. для бурения на шельфе, а в отдельных случаях – при бурении в условиях глубоководья, особенно в экстремальных условиях севера – эта стоимость может достигать \$100 млн. [37]², [109], [25], [54].

Согласно [20], в хорошо изученных районах, где поисково-разведочные работы ведутся уже на протяжении многих лет, лишь каждая третья поисковая скважина оказывается успешной, в то время как в слабо изученных регионах успешна в среднем лишь каждая десятая поисковая скважина. Схожая цифра – со ссылкой на коммерческие базы данных “Wood Mackenzie” и “IHS Energy” – приводится в [55]: 33% успешности в среднем по миру. (При этом автор указывает, что в 1960-х годах средний показатель успешности был ниже и составлял 17%.) Такой же уровень успешности – в среднем 1/3 на протяжении 2006-2009 годов – указан в презентации компании Richmond Energy для выборки из 30-ти международных, средних по капитализации нефтяных компаний [19].

Н.А. Крылов приводит в качестве среднемирового близкое значение – 0.3, уточняя при этом, что оно «представляет собой грубое осреднение имеющихся данных. Фактически в каждом районе успешность своя и, кроме того, в каждом

² В данной публикации указаны более низкие расценки, однако здесь следует учесть, что индекс цен за период с 1985 г составляет 2,3 (расчет индекса произведен на основе приложения /www.statbureau.org/ru/united-states/inflation-tables; см. также оригинальные данные: [57]). С учётом этого, расценки оказываются близкими.

регионе она непостоянна во времени, изменяясь в ходе освоения ресурсов. Коэффициент успешности колеблется от 1 до 0.1 и даже меньше. При этом наиболее обычен интервал 0.7-0.2» [95]. Можно отдельно отметить постепенное снижение успешности поискового бурения на нефть в России: согласно [75], за период 1980-1999 гг успешность составила в среднем 51%, в то время как «за последние 20 лет» – 33% (цитируемая работа опубликована в 2012 г).

Наиболее представительную статистику по показателю успешности приводит Питер Роуз в своей фундаментальной монографии, изданной в 2001-м году (на русском – в 2011-м): «В мире коэффициенты успеха поисковых скважин на новой площади, начиная с 1960 годов, стабилизировались повсюду на уровне 25% (рисунок 1.2). Так, в США коэффициенты успеха всех разведочных скважин на протяжении 1980-х годов (до появления 3D сейсмики) были вполне приемлемыми (20-30%), но сильно различались в разных классах скважин (таблица 1.1). В частности, в США годовые коэффициенты успеха поисковых скважин на новой площади (на суше и на море) находились в пределах от 13% до 18% в течение 1980-х годов» [46].

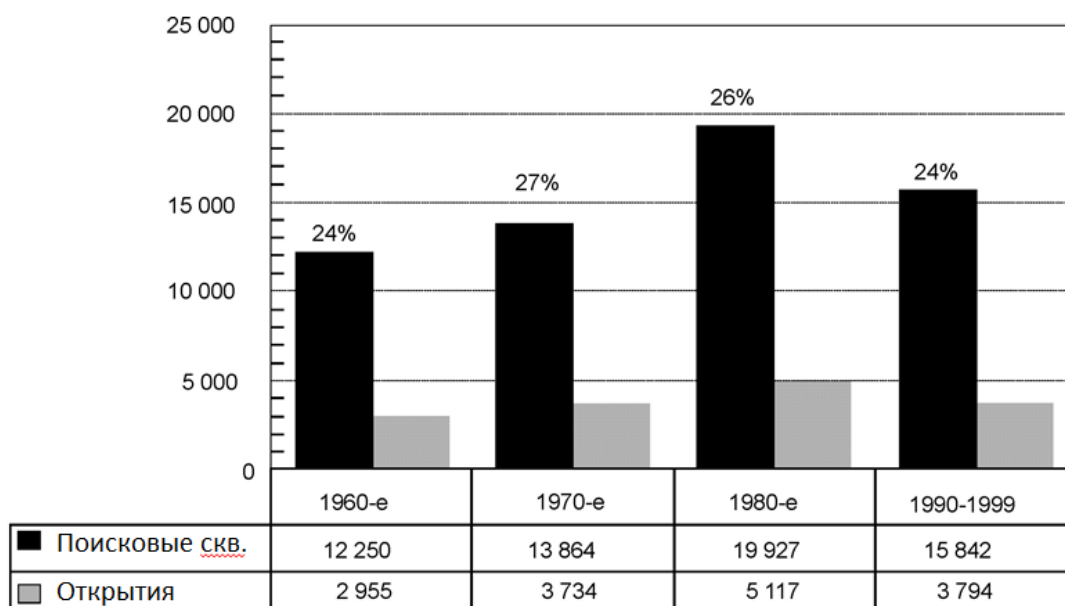


Рисунок 1.2. Успешность в мире (исключая США, Канаду) [46]

Таблица 1.1. Успешность по различным классам скважин, пробуренных в США на суше и на море в течение 1980-х годов [43], [46]

Класс скважин	Процент успешных
Эксплуатационные скважины	75 - 80
Все поисково-разведочные скважины	20 - 30
Разведочные скважины	40 - 45
Поисковые скважины в пределах месторождения	25 - 35
Поисковые скважины	13 - 18

Статистика и цитаты, приведённые в настоящем разделе, указывают не только на неизбежную сопряжённость геологоразведки с риском, но и на то, что характер риска может значительно различаться в разных проектах.

Неопределённость величины ресурсов (запасов)

В [48] выделено три фактора неопределённости: 1) погрешность исходных данных, 2) погрешность интерпретации и 3) погрешность модели. В [12] и [13] эти факторы отнесены к *технической* неопределённости и охарактеризованы более детально. В качестве источника неопределённости первого уровня автор указывает одномерные данные: керн, ГИС, испытания скважин. Эти данные характеризуют свойства пласта непосредственно в скважине или в её окрестности. Ко второму уровню неопределённости автор относит двумерные и трёхмерные экстраполяции одномерных скважинных данных, выполненные с использованием данных СРР, геологии и добычи. При этом ошибки экстраполяции накладываются на погрешности исходных данных, давая в результате погрешность геологической модели. Наконец, к третьему уровню неопределённости Ф. Демирмен относит сам процесс подсчёта запасов и ресурсов: недостатки и ограничения техники подсчёта осложняются несовершенством модели, на основании которой производится подсчёт.



Рисунок 1.3. Факторы, влияющие на оценку запасов и ресурсов [13]

Кроме элементов технической неопределённости, Ф. Демирмен указывает также ряд других факторов, которые были сведены им в схему, представленную на рисунке 1.3. Факторы разделены на две группы: «осязаемые» и «неосязаемые». Последние, в свою очередь, делятся на три категории. К первой относятся элементы, связанные с личностью специалиста, выполняющего оценку: имеющийся опыт, компетентность, принципиальность, психологическая установка, возможная предвзятость. Ко второй – такие «внешние» элементы, как устаревшие подходы и правила регулирования, а также возможное давление со стороны руководства или со стороны клиентов, желающих получить «нужные числа». Наконец, третья категория «неосязаемых» факторов – возможные статистические искажения, возникающие при недостаточно аккуратной работе с вероятностными распределениями и вероятностными величинами. Например, в случае неучёта корреляций между входными параметрами [12].

В заключение раздела, посвящённого категории неопределённости, имеет смысл привести важное замечание из [5]: Определение величины неопределённости ведёт к повышению эффективности лишь в том случае, если данный анализ способен привести к изменению того или иного решения. При отсутствии принимаемого решения неопределённость представляет собой всего лишь «беспокойство». И далее: «Моделирование неопределённости не уменьшает её». «Неопределённость может быть уменьшена исключительно нашим выбором решения, а вовсе не нашей готовностью формально признать её наличие» [5].

1.2. Ожидаемая стоимость и мера чувствительности к риску

В [45] приводится динамика открытий в мире отдельно по диапазонам открытых запасов (рисунок 1.4). Как видно по этим данным, после 1980 г. значительно сократилось количество крупных открытий с запасами более 500 млн. баррелей нефтяного эквивалента (БНЭ), в то время как динамика открытий более мелких (но при этом значительных) по запасам месторождений практически не изменилась. В 1990-е более редкими стали открытия уже и в диапазоне 100-500 млн. БНЭ. Там же П. Роуз указывает, что такие крупные нефтяные компании, как Шелл, Мобил, Амоко независимо друг от друга констатировали, что приблизительно с конца 1970-х по начало 1990-х годов поисковые работы, нацеленные на поиск крупных по ожидаемой величине ресурсов, но при этом высокорискованных (то есть с низкой вероятностью успеха) объектов, приносили этим компаниям преимущественно убытки, а не прибыль. «В то время как мы продолжали охотиться на слонов, размеры открытых месторождений непрерывно уменьшались» [45].

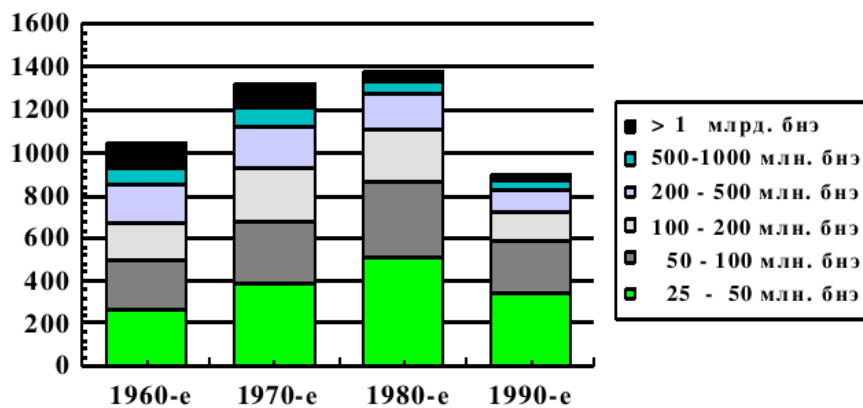


Рисунок 1.4. Статистика открытий месторождений с запасами от 25 млн. БНЭ в мире (исключая США и Канаду) [45]

Таким образом, поисковые объекты с умеренными и даже незначительными ожидаемыми запасами, но при этом с высокой вероятностью открытия могут оказаться более эффективными в генерации прибыли, чем высокорискованные объекты с высоким потенциалом. Отсюда следует необходимость выработать критерий, который давал бы интегральную оценку возможной прибыльности и риска позволил бы ранжировать проекты, различающиеся между собой

одновременно потенциалом прибыльности и степенью рискованности, и определять среди них наиболее перспективный.

В качестве такого критерия логично использовать величину ожидаемой стоимости. Понятие ожидаемой стоимости было впервые введено, по-видимому, французскими математиками П. Ферма и Б. Паскалем [36]. Для нахождения этой величины необходимо умножить вероятность каждого возможного исхода на стоимость его экономических последствий и затем сложить полученные попарные произведения. Это может быть записано следующим образом:

$$EV = P_{\text{усп}} \cdot C_{\text{усп}} - (1 - P_{\text{усп}}) \cdot C_{\text{неуд}}, \quad (1.1)$$

где EV – ожидаемая стоимость (Expected Value), $P_{\text{усп}}$ – вероятность успеха, $C_{\text{усп}}$ – прибыль в случае успеха, $C_{\text{неуд}}$ – потери в случае неудачи. Если EV положительно, то представляется целесообразным инвестировать; если EV отрицательно, риск представляется слишком высоким.

Существенно, однако, что критерий ожидаемой стоимости не является полностью самодостаточным. Рассмотрим два условных проекта с параметрами, представленными в таблице 1.2 (показатели приведены в абстрактных денежных единицах – допустим, миллионах рублей). В первом проекте высокая степень риска – вероятность успеха всего 0.1 – компенсируется высоким потенциалом доходности в случае успеха. Второй проект характеризуется низкой доходностью, но высокой надёжностью. Оба проекта характеризуются одинаковой ожидаемой стоимостью: +100. Но при этом их нельзя считать идентичными – хотя бы потому, что нетрудно представить себе компанию, для которой убытки в размере 1000 означают банкротство, что делает рискованность первого варианта неприемлемой для этой компании.

Таблица 1.2. Два разных проекта с совпадающими значениями EV

	$P_{\text{успеха}}$	$C_{\text{успеха}}$	$C_{\text{неудачи}}$	EV
проект 1	0.1	10 000	1 000	100
проект 2	0.9	150	350	100

Из приведённого примера следует, что разные компании могут иметь разную чувствительность к риску. Условно говоря, для каждой компании существует свой предельный допустимый риск. Конечно, это не строго вычисленное и неизменное значение, а, скорее, некая размытая граница, которая может смещаться в зависимости от многих факторов – как объективных, так и субъективных (успешность предыдущих аналогичных проектов, выполненных в компании, текущая ситуация в отрасли в целом и т.д.).

Функция полезности как мера чувствительности к риску

Итак, чувствительность к риску зависит, в том числе, от субъективных факторов, трудно поддающихся учёту. Тем не менее, необходима количественная модель, позволяющая учесть объективные факторы и хотя бы проиллюстрировать действие субъективных. Такую модель представляет собой функция полезности, восходящая к имени Даниила Бернулли и его работе «Опыт новой теории измерения жребия», опубликованной в 1738 г. В начале статьи автор демонстрирует недостаточность, неполноту критерия ожидаемой стоимости:

«Предположим, что бедняку выпал жребий, по которому он с равной вероятностью может или не получить ничего, или выиграть 20 000 дукатов. Даст ли он этому жребию оценку в 10 000 дукатов и будет ли его поступок неразумным, если он продаст этот жребий за 9 000 дукатов? Мне так не кажется, хотя, с другой стороны, я полагаю, что очень богатый человек упустил бы свою выгоду, если бы отказался приобрести этот жребий за такую цену» [67].

Таким образом, проводится зависимость между благосостоянием человека и его поведением по отношению к тому или иному финансовому риску. По своей сути данный пример аналогичен рассмотренному выше сравнению двух проектов с одинаковой ожидаемой стоимостью, один из которых оказывался непривлекательным для мелкой компании из-за риска банкротства, но в то же время мог оказаться вполне приемлемым для компании более крупной.

Далее в статье Д. Бернулли приводит задачу, ставшую в дальнейшем известной как «Санкт-Петербургский парадокс»: *«Петр бросает вверх монету,*

пока она не упадет лицевой стороной вверх; если это происходит после первого броска, он должен дать Павлу 1 дукат, но если только после второго — 2 дуката, после третьего — 4, после четвертого — 8 и так далее, так что после каждого броска число дукатов удваивается. Спрашивается: какова оценка жребия для Павла?» И далее: «Хотя вычисления показывают, что ожидания Павла бесконечно велики, но (...) не найдется ни одного сколько-нибудь разумного человека, который охотно не продал бы это ожидание за 20 дукатов. [67].

Действительно, традиционная мера случайных исходов – математическое ожидание – приводит в данном случае к бесконечной оценке *ожидаемой стоимости* выигрыша: $EV = 1 \cdot \frac{1}{2} + 2 \cdot \frac{1}{4} + \dots + 2^{n-1} \cdot \frac{1}{2^n} + \dots = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{2} + \dots = \infty$ [70]. В то же время, Д. Бернулли совершенно прав в том, что в реальности мало кто сочтёт для себя выгодным заплатить, к примеру, миллион дукатов за право сыграть в эту игру.

При объяснении этого парадокса Бернулли пришел к выводу, что рациональное поведение ориентировано не на максимизацию ожидаемого денежного выигрыша (прибыли), а на максимизацию *удовлетворения* от этого выигрыша: потребитель руководствуется не «математическим ожиданием», а «моральным ожиданием» успеха, при котором вероятность взвешивается по *полезности* дохода, зависящей, в свою очередь, от его абсолютного уровня [82]. Бернулли предложил считать, что эта зависимость представляет собой обратную пропорциональность:

$$\frac{dU}{dw} = \frac{k}{w}, \quad (1.2)$$

где w – имеющийся капитал через w , dw – его потенциальное приращение, dU – «удовлетворение» индивида от соответствующего приращения его капитала, k – некая константа. Отсюда следует, что функция «удовлетворения» (в современной терминологии – функция полезности) U имеет следующий вид³:

$$U = k \cdot \ln(w). \quad (1.3)$$

Предложенный Даниилом Бернулли критерий полезности стал важной

³ На основе данного предположения Д. Бернулли получает оценку «стоимости жребия». Другие подходы к решению «Санкт-Петербургского парадокса» рассмотрены в [92].

вехой в развитии теории рисков и, совместно с критерием ожидаемой стоимости, используется в качестве инструмента при оценке и ранжировании проектов, в том числе геологоразведочных. Например, П. Роуз в статье с примечательным названием «Риск и неопределённость в геологоразведке: что мы можем улучшить?» [42] излагает основы теории полезности и приводит диаграмму, воспроизведённую на рисунке 1.5. В соответствии с изложенными выше соображениями, функция полезности выполаживается по мере увеличения прибыли, а по мере увеличения убытков, напротив, демонстрирует крутой рост «неудовольствия».

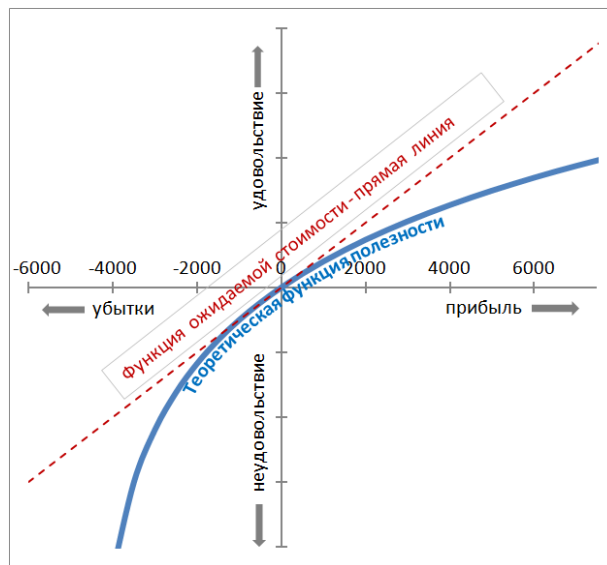


Рисунок 1.5. Функция полезности [42]

В данном графическом представлении функция полезности пересекается с осями в нулевой точке. Если построить аналогичную функцию таким образом, чтобы она пересекалась с осью прибыли в точке, соответствующей текущему значению капитала (компании или индивида), то функция полезности примет вид, более близкий к исходным рассуждениям Д. Бернулли.

В разделах 1.1 и 1.2 показано, что для корректной экономической оценки поискового актива необходимо оценить оба аспекта возможного открытия (месторождения): *риск* его отсутствия и *неопределённость* величины его возможных запасов. В следующих разделах настоящей главы излагаются традиционные подходы к такой оценке.

1.3. Геологические факторы и вероятность открытия

Обозначим вероятность существования месторождения как P_g (индекс g означает «геологическая»). Представляется удобным разделить эту вероятность на составные элементы, которые можно анализировать по отдельности. Известно, что для формирования и сохранения нефтяной залежи необходимо одновременное существование ряда геологических предпосылок, которые ниже будут называться *геологическими факторами*:

- 1) наличие в регионе нефтегазоматеринской толщи, способной обеспечить генерацию нефти или газа;
- 2) наличие в целевом интервале глубин пласта с коллекторскими свойствами, к которому могла бы быть приурочена потенциальная залежь;
- 3) наличие экранирующей крышки у соответствующего коллектора;
- 4) наличие структурного или литологического замыкания, делающего возможным формирование залежи;
- 5) осуществление миграции нефти или газа в эту потенциальную ловушку;
- 6) сохранность залежи после её формирования.

Если хотя бы один из геологических факторов «не работает» для оцениваемой потенциальной залежи, то независимо от того, как обстоит дело с остальными факторами, существование залежи является невозможным. Таким образом, для отдельно взятой потенциальной залежи вероятность её существования равна произведению вероятностей «реализации» всех геологических факторов⁴:

$$P_g = P(\text{Мат}) \cdot P(\text{Колл}) \cdot P(\text{Покр}) \cdot P(\text{Зам}) \cdot P(\text{Мигр}) \cdot P(\text{Сохран}), \quad (1.4)$$

Можно отметить, что первые четыре из перечисленных факторов обеспечивают возможность существования залежи, а последние два – осуществление миграции и сохранность – обеспечивают реализацию этой возможности и, тем самым, реальное существование залежи.

Существуют различные подходы к формированию набора геологических факторов. Так, в монографии Питера Роуза [46] рассматривается набор из пяти

⁴ В формуле (1.4) факторы следуют в том же порядке, в каком они перечислены выше.

факторов: фактор сохранности залежи объединён с фактором наличия покрышки. В публикации [53] – которая, кстати, положена в основу методических рекомендаций, принятых в ряде российских нефтяных компаний – указываются четыре базовых фактора: коллектор, ловушка, «углеводородная зарядка» и сохранность залежи. Однако два из них являются составными: вероятность ловушки определена как произведение вероятности наличия структурного замыкания и вероятности наличия покрышки, а вероятность зарядки – как произведение вероятности наличия материнских пород и осуществления миграции. В [20] фактор наличия коллектора объединён с фактором наличия ловушки (такое объединение является редким).

Иногда в качестве отдельного параметра выделяется время миграции: произошла ли миграция до или после формирования ловушки – в первом случае формирование залежи невозможно ([38], [40], [20]). В настоящем исследовании данная неопределённость по умолчанию включается в фактор миграции: подразумевается «успешная» миграция, то есть произошедшая в готовую ловушку, в результате чего сформировалась залежь.

В целом, расхождения в определении набора геологических факторов можно считать, скорее, формальными, так как в рамках каждого из подходов, в конечном счёте, учитываются все необходимые аспекты процесса формирования залежи и её сохранности. По-видимому, максимально полный перечень всех частных аспектов, связанных с каждым из геологических факторов, представлен в [38]. В [43] указывается, что количество геологических факторов, используемое при анализе в различных компаниях, варьируется от 3-х до 14-ти. При этом трёхфакторные системы, с одной стороны, «провоцируют» на недоучёт рисков и завышение вероятности открытия, а с другой – каждый фактор оказывается настолько «широк», что это затрудняет последующий анализ причины отсутствия залежи в случае бурения сухой скважины. И, напротив, в тех случаях, когда количество используемых факторов превышает 6, заметна тенденция к занижению вероятности открытия. Кроме того, в некоторых случаях оперирование слишком большим количеством факторов вынуждает геолога

проводить избыточную дифференциацию, детальность которой зачастую не соответствует детальности имеющейся информации [43].

Важно отметить, что при использовании любого комплекта геологических факторов все факторы должны рассматриваться как взаимно независимые (только в этом случае можно оперировать произведением их вероятностей). В [10] указывается, что данное условие может показаться противоречивым, поскольку, к примеру, при отсутствии материнской породы рассмотрение осуществления миграции в качестве независимого фактора вроде бы лишается смысла. Там же автор предлагает способ, позволяющий преодолеть эту кажущуюся логическую нестыковку: следует трактовать «проблемный» геологический фактор как условную вероятность. Например, под вероятностью миграции подразумевать вероятность миграции *при условии* наличия материнской породы.

Аналогичный вопрос может возникнуть и при независимом рассмотрении фактора наличия ловушки и фактора наличия покрышки. Здесь также можно воспользоваться приёмом условной вероятности, предложенным П. Дельфинером. Однако более предпочтительным представляется другой вариант: трактовать ловушку исключительно как структурный фактор, безотносительно к наличию и качеству пласта-покрышки⁵.

Разделение геологического риска на компоненты позволяет провести более тщательный и осмысленный анализ каждой из них, в результате общее понимание геологии целевого объекта становится более цельным. Кроме того, выявление фактора наибольшего риска позволяет сосредоточить усилия на уменьшении сопряжённой с ним неопределённости. Например, если установлено, что наиболее низкой является вероятность наличия структурного замыкания, это может послужить указанием на необходимость проведения дополнительных сейсморазведочных работ. И наоборот, если анализ геологических факторов показывает, что дополнительное изучение не способно существенно понизить

⁵ Данная трактовка отражена в формулировке, использованной для 4-го фактора в начале настоящего раздела. Однако нередко данный геологический фактор обозначается менее дифференцированно – как «наличие ловушки», притом что наличие покрышки, как и в настоящей работе, выделяется в отдельный фактор.

имеющуюся неопределённость, то соответствующий этап разведки можно пропустить, сэкономив затраты. Не менее важным является и другое преимущество пофакторного анализа: в этом случае становится возможным ретроспективный анализ причин отсутствия залежей – какой фактор (или факторы) оказались критическими в каждом конкретном случае. Такой ретроспективный анализ даёт геологам возможность постепенно отлаживать свои подходы к оценке геологических факторов и в результате постепенно улучшать точность своих вероятностных оценок [43].

Как указано выше, для отдельно взятой потенциальной залежи вероятность её существования равняется произведению вероятностей «реализации» всех геологических факторов. Однако ситуация усложняется, когда на оцениваемом участке имеется не один, а несколько перспективных объектов: например, несколько структурных поднятий, в каждом из которых ресурсы могут быть приурочены к одному или нескольким потенциально продуктивным пластам. Тогда максимально возможное количество потенциальных залежей является произведением количества структур – как выявленных, так и предполагаемых – на количество потенциально продуктивных пластов. В этом случае вычисление вероятности открытия месторождения (для чего достаточно обнаружения хотя бы одной залежи) значительно усложняется. Дело в том, что воздействие геологических факторов на каждую потенциальную залежь не является независимым: между подтверждением и неподтверждением разных залежей существует более или менее ярко выраженная корреляция, причём она может иметь весьма сложную структуру. Во 2-й главе будет указан способ стохастического расчёта вероятности открытия, а соответствующие аналитические формулы будут выведены в 4-й главе.

Следует отметить, что наряду с концепцией геологических факторов, в рамках которой каждый фактор является бинарным и напрямую контролирует возможность или невозможность формирования углеводородной залежи, существуют и другие подходы к анализу вероятности геологического успеха. Например, построение дискриминантной функции, включающей в себя в качестве

составных параметров в том числе такие геологические характеристики, как песчанистость пласта, толщина глинистого экрана, показатели гамма-каротажа и кажущегося сопротивления в целевых интервалах и т.д. ([72], [71], [69], [80], [100], [73]). Кроме того, представляет интерес метод прогноза нефтегазоносности на основе наборов статистических параметров, построенных по данным сейсморазведочных работ 3D [113], а также вероятностный подход к оценке генерационного потенциала нефтегазоматеринских пород [74].

Вместе с тем, представляется очевидным, что картографический и табличный материал по соответствующим группам геологических характеристик можно использовать не только для построения единой дискриминантной функции, но также для задания вероятностей подтверждения для наборов бинарных геологических факторов, непосредственно контролирующих формирование и сохранность каждой потенциальной залежи.

1.4. Уточнение понятий успеха и вероятности открытия

Как отмечено в предыдущем разделе, благоприятное сочетание геологических факторов эквивалентно факту существования по крайней мере одной залежи нефти. Однако там не упоминалось, что подразумевается под залежью. Следует ли, к примеру, считать залежью 1 м^3 нефти? Различные подходы к определению понятия углеводородной залежи представлены в Справочнике по геологии нефти и газа под ред. Н. А. Еременко:

«Под залежью нефти и газа всеми исследователями понимается единичное скопление этих полезных ископаемых. Иногда такое скопление именуют элементарным, локальным, изолированным либо ограниченным со всех сторон. Понятие «залежь нефти и газа» различными авторами определяется по-разному» [115]. Далее в справочнике приведены несколько определений от разных авторов:

- 1) ограниченное со всех сторон скопление нефти и газа в природном резервуаре (И.О. Брод, 1951 г.);
- 2) всякое элементарное единичное скопление нефти и газа (И.О. Брод, Н.А. Еременко, 1957 г.); аналогичное определение дали К.Г. Лаликер, А.И. Леворсен и др.;

- 3) крупное скопление нефти в горных породах, которое имеет объем более 10 м^3 и представляет непрерывную фазу толщиной не менее 0,1 м или изолированное скопление газа в недрах, которое занимает объем (в пластовых условиях) более 1000 м^3 (М.К. Калинин, 1964 г.);
- 4) скопление нефти и (или) газа, возникшее в ловушке при решающей роли гравитационных сил (В.Б. Оленин, 1974 г.);
- 5) естественное локальное скопление нефти и газа в проницаемых пористых или трещиноватых коллекторах (А.А. Вакиров, 1976 г.);
- 6) всякое геологическое тело, большая часть объема пустот в котором заполнена нефтью, газом или другими нефтядами (А.Э. Конторович, Э.Э. Фотиади, В.И. Демин и др., 1981 г.).

В том же справочнике сделано важное уточнение: «Если скопление достаточно велико и разработка его рентабельна, оно называется промышленной залежью. Понятие о промышленной и не промышленной залежи весьма условно. По мере развития методов извлечения жидких и газообразных полезных ископаемых из горных пород меняется оценка залежи с точки зрения рентабельности ее разработки» [115].

Аналогичный подход используется в [126]: авторы разделяют скопление углеводородов – «любая по размерам, обособленная от других в пространстве масса УВ» и залежь – «скопление углеводородов, параметры которого удовлетворяют некоторому набору технико-экономических показателей (дебиты, размеры и др.)».

Более универсальная формулировка дана в [104]: «В любом нефтегазоносном районе существует динамически меняющийся во времени минимальный предел величины скоплений нефти и газа, представляющих промышленный интерес с учетом технико-геологических и экономических факторов». Здесь в явном виде отмечено, что критерии отнесения скопления к промышленно значимым могут динамически изменяться как от региона к региону, так и во времени. В [129] предложен метод расчёта минимальных запасов, делающих целесообразным проведение ГРП – также для конкретного

поискового объекта и для конкретных экономических условий. (Недостатком предложенной формулы является предположение о равномерности добычи на протяжении всего расчётного периода, но этот недочёт несложно исправить.)

Применительно к задачам вероятностной оценки можно сделать следующий вывод: считать залежью *любое* сколь угодно малое скопление нефти или газа – нецелесообразно. Дело в том, что вероятность формирования такого скопления – крайне велика, геологические факторы (кроме фактора наличия материнской породы) придётся практически во всех случаях полагать практически равными единице. В результате практически вся неопределённость, связанная с *наличием или отсутствием* запасов нефти и/или газа окажется «перенесённой» в неопределённость, связанную с возможной величиной этих запасов (и с возможностью их рентабельной добычи). Разделение этих неопределённостей – обычно полезное – в этом случае окажется фиктивным и лишится смысла.

Таким образом, можно считать, что в качестве объектов вероятностного расчёта должны рассматриваться лишь те залежи, которые имеют некоторый конечный размер, для определённости можно называть их *промышленными* залежами. При этом очевидно, что практически невозможно установить чёткое граничное значение величины, начиная с которой залежь будет считаться промышленной.

С другой стороны, при задании вероятностей действия геологических факторов следует подразумевать какой-то минимальный размер залежи, пусть даже приблизительный и условный. П. Роуз рекомендует следующий подход: «Геологические признаки, определяющие геологический успех ([43],[44]), определяются таким образом, чтобы не допустить бурение скважины на суше, открывающей скопления углеводородов, слишком малые для того, чтобы оправдать расходы на заканчивание и эксплуатацию. Такие очень маленькие скопления обычно признаются только как *нефтегазопроявления*» [46].

В приведённой цитате не случайным является уточнение «на суше». В другой работе П. Роуз приводит следующий пример: скважина, открывшая месторождение с запасами в 1 млн. баррелей на суше, скорее всего, предвещает

рентабельную добычу, в то время как такая же скважина на шельфе будет однозначно ликвидирована. Обе скважины открыли месторождения, что является геологическим успехом, однако лишь первая из них будет закончена и будет фигурировать в отчётах и статистике в качестве успешной [43].

В [46], [128] обосновывается необходимость разделения понятия «успех» на составляющие: геологический успех и экономический успех. Первое означает открытие месторождения, второе – рентабельность его разработки⁶. Таким образом, каждому экономическому успеху предшествует геологический успех – открытие месторождения, но не каждый геологический успех приводит к экономическому. Проблематика оценки рентабельности разработки остаётся за рамками настоящей работы, поэтому ниже не будет проводиться различие между геологической и экономической успешностью ГРП. Вместе с тем, остаются в силе сделанные выше замечания о необходимости определения геологических факторов таким образом, чтобы они соответствовали некоторой условной «минимальной» залежи. Данный вопрос будет рассмотрен подробнее в разделе 2.3 второй главы.

Вероятность существования и вероятность открытия

Важно избежать смешения двух принципиально различных категорий, вынесенных в заголовок настоящего подраздела: вероятность открытия месторождения не тождественна вероятности его существования в пределах изучаемой площади. Как ни странно, этот очевидный факт практически не упоминается в англоязычной научной литературе, посвящённой вероятностной оценке ресурсов. Вероятно, это связано с тем, что теория геологических факторов обычно излагается для простейшего примера – единственной залежи. В этом случае допустимо предположить, что если эта залежь действительно существует, то поисковая скважина вскрыет её (хотя на самом деле это тоже упрощение) и, соответственно, вероятность успеха и вероятность открытия совпадают. Однако в

⁶ Наряду с этими двумя понятиями, автор использует промежуточное понятие *коммерческого успеха*, относящееся не к рентабельности разработки месторождения в целом, а к самоокупаемости добычи из пробуренной поисково-разведочной скважины.

общем случае это не так.

Различие между фактом существования и фактом обнаружения месторождения косвенно отмечается в монографии, посвящённой методу анализа иерархий [49] и содержащей примеры применения метода в различных сферах деятельности, включая экономику, социологию, политологию. В небольшой главе, посвящённой геологоразведке, указывается, что геологи ищут ответ на три вопроса: *1) Имеются ли углеводороды на изучаемой площади? 2) Если да, то каковы шансы их обнаружить? 3) Каковы возможные запасы?* Впрочем, различие между первыми двумя пунктами никак не акцентируется авторами, а вся глава посвящена лишь третьему из перечисленных вопросов.

Более предметно проблема нетождественности между вероятностью открытия и вероятностью существования месторождения упоминается в [128], где вводится понятие «второй компоненты геологического риска» – вероятность пропуска продуктивной ловушки. Авторы подчёркивают, что в эту компоненту входят в том числе технологические риски, но доминирующую роль играют сложность строения ловушки, характер распространения коллекторов и другие геологические факторы.

Схожий подход демонстрирует П. Роуз: «Некоторые специалисты предлагают ввести фактор риска, определяющий вероятность того, что разведочная скважина была размещена и рассчитана правильно [2]. Совершенно верно, что крупные месторождения открывались (или обнаруживались) случайно только после нескольких безуспешных перфораций. Однако опыт автора показывает, что для большинства ловушек этот аспект может быть учтен в геологических признаках наличия структурного замыкания и коллектора; т.е. если окажется, что местоположение скважины выбрано неправильно, это обычно воспринимается как неудача в оценке структурного фактора риска или фактора риска коллектора соответственно. Однако для удаленных бассейнов и плеев может быть целесообразно предусмотреть отдельный фактор риска, оценивающий уверенность в том, что скважина будет размещена правильно и все продуктивные зоны резервуара будут идентифицированы и оценены адекватно» [46].

Как видим, П. Роуз имеет в виду именно неудачное заложение единичных поисковых скважин, а не сворачивание поисковых работ после нескольких сухих скважин, в результате чего часть потенциальных залежей остаются непоискованными. Последний же аспект применительно к расчёту вероятности успеха не затрагивается ни П. Роузом, ни другими авторами.

В случае сложного (например, разломно-блокового) геологического строения перспективного участка потенциальные поисковые объекты-залежи могут иметь сложную пространственную конфигурацию. Для того, чтобы опосковать все эти объекты бурением, может потребоваться значительное количество поисковых скважин. Между тем, при проведении оценки участка следует исходить из того, что для каждой оцениваемой площади существует некоторое предельное количество неуспешных скважин, по достижении которого поисковые работы будут прекращены. Таким образом, расчёт вероятности обнаружения в пределах участка «хотя бы одной залежи», выполненный с учётом *всех* потенциальных поисковых объектов, геологических факторов и зависимостей между ними, может дать завышенное значение, если фактическое опоскование бурением затронет лишь часть потенциальных залежей. Следовательно, при расчёте вероятности открытия месторождения необходимо учитывать возможные ограничения количества поисковых скважин и исключать из расчёта соответствующую часть второстепенных объектов.

При этом в зависимости от конкретных результатов бурения первой или первых нескольких неуспешных поисковых скважин ожидание успешности последующих скважин может как возрастать, так и уменьшаться – в зависимости от того, какой (какие) из геологических факторов были выявлены в качестве причины неуспеха. Кроме того, возможны промежуточные случаи открытия первыми скважинами небольших залежей, находящихся «на грани успешности». Таким образом, предельное допустимое количество неуспешных поисковых скважин может не быть жёстко детерминированной величиной, а зависеть от результатов бурения предыдущих. В этом случае наиболее корректная схема расчёта, по-видимому, должна быть следующей: 1) ранжирование поисковых

объектов, формирование последовательности их опосредования и критериев, по которым будет приниматься решение об отказе от продолжения работ;

2) отдельный расчёт вероятности открытия и выполнение вероятностной оценки ресурсов для каждой поисковой скважины, на соответствующую группу поисковых объектов.

Итак, следует заключить, что геологические факторы контролируют вероятность *существования* месторождения. Для определения вероятности его *открытия* необходимо либо в явном виде учесть программу поисково-разведочных работ (и получить значение, отличающееся от вероятности существования), либо исходить из предположения об их стопроцентной эффективности: «если на оцениваемой площади существует хотя бы одна залежь, то она будет обнаружена». Впрочем, в данном контексте более корректно говорить не о *произвольной* залежи, а об определённом классе или классах залежей, являющихся объектом конкретной стадии поисковых работ, – залежей, которые могут быть ограничены определённым типом коллектора (например, исключая нетрадиционные), типом ловушки (например, только структурные), а также своим размером, который должен соответствовать актуальным параметрам «геологоразведочного фильтра» ([125], [92], [126], [104]).

Поскольку, однако, проблематика эффективности поисковых работ выходит за рамки настоящего исследования, то в дальнейшем изложении будет использоваться именно понятие «вероятность *существования* месторождения».

1.5. Оценка величины ресурсов методом Монте-Карло

«Методы Монте-Карло – это численные методы решения математических задач (систем алгебраических, дифференциальных, интегральных уравнений) и прямое статистическое моделирование (физических, химических, биологических, экономических, социальных процессов) при помощи получения и преобразования случайных чисел» [64].

Зарождение данного метода относится к 1777 г, когда известный французский естествоиспытатель граф де Бюффон предложил оценивать значение числа π экспериментальным путём [127]. Первая работа, в которой метод Монте-

Карло излагался систематически, была опубликована в 1949 году [30]. В 1960-е годы техника стохастического моделирования была применена для анализа бизнес-решений [17], вскоре после чего она стала применяться и в нефтегазовой отрасли [101]. В частности, применение метода Монте-Карло для стоимостной оценки поисковых проектов было подробно рассмотрено в [36]. Значительный интерес представляет опыт применения метода Монте-Карло для моделирования распределения углеводородных залежей по крупности в пределах того или иного нефтегазоносного бассейна ([89], [88], [91] и [97]), а также для имитационного моделирования процесса поисков месторождений [90]. Однако наиболее распространённым применением метода связано с моделированием подсчётных параметров предполагаемых залежей (например, [63]).

Применение методов Монте-Карло для решения вероятностных задач подразумевает наличие неопределённости: возможны различные варианты исхода, каждый из которых характеризуется некоторой вероятностью. Совокупность возможных исходов представляет собой, таким образом, некоторое вероятностное распределение соответствующей величины: запасов, стоимости и т.д. Вероятностное распределение или распределение вероятностей – это закон, описывающий область значений случайной величины и вероятности их исхода.

Существуют два подхода к построению интегрального распределения: в одном случае функция монотонно возрастает от нуля до единицы, во втором – монотонно убывает от единицы до нуля. Соответственно, первая функция соответствует вероятности того, что моделируемая величина будет *меньше или равна* тому или иному значению на оси абсцисс (т.е. *не больше*), вторая – вероятности того, что она будет *больше или равна* тому или иному значению (т.е. *не меньше*). В [46] указывается, что большинство нефтяных компаний все больше склоняется ко второму из этих двух подходов – «не меньше, чем»⁷. Следует,

⁷ П. Роуз приводит четыре причины такого выбора:

1. В геологоразведке понятие запасов связывают с традиционным понятием «доказанные запасы», как выражением высокой степени уверенности в наличии запасов, равных или превосходящих некоторую консервативную оценку запасов.
2. Поскольку нефтяные компании особенно заинтересованы в открытии больших

однако, отметить, что трактовка «больше или равно» противоречит определению термина *квантиль*, принятому в математической статистике: «Квантилью порядка r случайной величины X называют такое число x_r , для которого выполняется следующее равенство: $P\{X < x_r\} = r$ или $F(x_r) = r$ » [98]. Это определение, в свою очередь, основано на общепринятом определении функции распределения вероятностей: *вероятность того, что в результате опыта случайная величина примет значение, меньшее, чем x , т.е. $F(x) = P\{X < x\}$* [98].

В настоящем диссертационном исследовании выбор между определением квантилей (и, соответственно, процентилей) по принципу «не меньше», которое имеет преобладающее употребление в практике нефтяных компаний и в значительном количестве научных статей последних лет, и, с другой стороны, более корректным научным определением этих терминов по принципу «не больше» был сделан в пользу более строгого определения: $P_{10} \leq P_{50} \leq P_{90}$.

При построении моделей, на основе которых должны приниматься инвестиционные решения, полезно учесть в анализе существующие неопределённости. В этом случае удастся сформировать лучшее представление о том, что в действительности может произойти, вместо того чтобы фокусировать всё внимание на том или тех возможных исходах, которые представляются наиболее вероятными [24]. Это достигается заменой конкретных значений входных параметров на их вероятностные распределения, что и составляет суть метода МК. В [24] сформулирована последовательность из четырёх шагов,

месторождений, геологоразведчики предпочитают иметь дело с объектами, обладающими большим потенциалом по запасам. Поэтому выражение «или больше» для них более естественно и удобно.

3. Это выражение устраняет опасность того, что лицо, принимающее решение, мало знакомое с методами математической статистики, может соблазниться поверить, что существует вероятность 90% (а не 10%) обнаружить месторождение с запасами, равными максимальной оценке или больше.

4. Пониманию коммерческого усечения функции распределения запасов больше соответствует выражение «равно или больше чем», которое представляет часть распределения запасов, нижней границей которого является величина минимальных коммерческих запасов; кумулятивная вероятность этой части распределения соответствует вероятности коммерческого успеха [47].

реализующая эту замену:

1. Задать одно или несколько вероятностных распределений, соответствующих в анализируемой задаче величинам, характеризующимся неопределённостью.
2. Сгенерировать по одному случайному элементу из каждого распределения.
3. Произвести вычисления, используя для каждой переменной эти случайные значения.
4. Повторив эту процедуру большое количество раз, сгруппировать результаты и получить таким образом вероятностное распределение для решения анализируемой задачи.

Наиболее очевидным вариантом применения метода МК в задачах нефтегазового сектора является вероятностная оценка ресурсов и запасов объёмным методом. В роли варьируемых переменных выступают в этом случае подсчётные параметры. Для нефти это следующие семь параметров: площадь залежи, эффективная нефтенасыщенная толщина, коэффициент открытой пористости, коэффициент нефтенасыщенности, объёмный коэффициент нефти, плотность нефти (в случае, если запасы рассчитываются в баррелях, а не в тоннах, плотность не используется), коэффициент извлечения нефти. Для каждого из этих параметров задаются вероятностные распределения, затем в соответствии с описанной выше процедурой формируются наборы, содержащие по одному случайному значению каждого параметра. Эти значения перемножаются в пределах каждого набора, давая некоторую случайную реализацию величины ресурсов (или запасов). Несколько тысяч таких случайных, но подчиняющихся заданным закономерностям реализаций позволяют построить вероятностное распределение ожидаемой величины ресурсов (или запасов).

В западных нефтяных компаниях относительно активное внедрение метода МК происходит, начиная с 1990-х годов. В российских нефтяных компаниях массовое внедрение данного инструмента вероятностной оценки происходило несколько позднее, преимущественно на протяжении последнего десятилетия. Из более ранних публикаций можно отметить статью [112], в которой кратко излагались основы метода. Следует, впрочем, отметить, что возможность использовать метод МК для решения другой задачи – вероятностного

моделирования распределения месторождений различных размеров запасов в пределах отдельного нефтегазового бассейна – была проработана в отечественной науке значительно ранее [87], однако данное направление вероятностной оценки ресурсов не является предметом рассмотрения в настоящей работе.

Результаты расчёта

Как правило, в литературе подчёркивается, что вероятностное распределение ресурсов, полученное методом МК, имеет в той или иной степени выраженный логнормальный характер: а именно асимметричный вид в дифференциальном представлении, с вытянутым «хвостом» справа, в области высоких значений [32], [41]. Данная закономерность представляет собой иллюстрацию действия центральной предельной теоремы, которая гласит: «сумма достаточно большого количества слабо зависимых случайных величин, имеющих примерно одинаковые масштабы (ни одно из слагаемых не доминирует, не вносит в сумму определяющего вклада), имеет распределение, близкое к нормальному» [94].

Дело в том, что по определению случайная величина X имеет *логнормальное* распределение с параметрами μ , σ , если $X = \exp(Y)$, где Y имеет *нормальное* распределение с параметрами μ , σ , где μ и σ – математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение нормального распределения. Данное определение можно переформулировать следующим образом: «случайная величина η называется логарифмически-нормально распределённой, если её логарифм $\ln(\eta)$ подчинён нормальному закону распределения» [60]. Поскольку величина ресурсов представляет собой произведение набора подсчётных параметров, то распределение *логарифма* этой величины представляет собой сумму логарифмов подсчётных параметров (так как логарифм произведения равен сумме логарифмов), которая, в соответствии с приведённой выше центральной предельной теоремой, в общем случае имеет распределение, близкое к нормальному. Итак, распределение логарифма от величины ресурсов в общем случае тяготеет к нормальному распределению, и, следовательно, распределение самой величины ресурсов тяготеет к распределению логнормальному.

Следует отметить, что это наблюдение верно лишь в случае рассмотрения отдельной залежи, каковым случаем обычно и ограничивается рассмотрение метода МК в литературе. На практике, однако, в большинстве случаев запасы оцениваемого месторождения – уже открытого или предполагаемого – распределены по нескольким подсчётным объектам: структурам и пластам. В этом случае описанная процедура оценки должна выполняться отдельно для каждой залежи, а результаты суммируются. Соответственно, итоговое вероятностное распределение запасов или ресурсов представляет собой *не произведение, а сумму*. И эта сумма нескольких распределений (каждое из которых имеет приблизительно логнормальный характер), в соответствии с центральной предельной теоремой, при увеличении количества подсчётных объектов должна стремиться к нормальному распределению.

Здесь, впрочем, необходимо учитывать, что в формулировке теоремы не случайно оговаривается приблизительная одинаковость масштабов суммируемых распределений: если один из подсчётных объектов вносит решающий вклад в сумму, то суммарное распределение будет в значительной степени наследовать характер распределения запасов или ресурсов данного объекта (залежи). Кроме того, суммарное распределение ресурсов двух и более подсчётных объектов может иметь бимодальный (соответствующий пример будет продемонстрирован в разделе 2.2), а также и более сложный вид.

В интегральном представлении вероятностного распределения ресурсов значения вероятностей могут быть нормированы на вероятность открытия. В этом случае вместо единицы максимальным значением является вероятность геологического успеха. Если же для ресурсов используется ненормированные значения вероятности, то следует понимать, что подразумевается условная вероятность – при условии, что месторождение будет открыто.

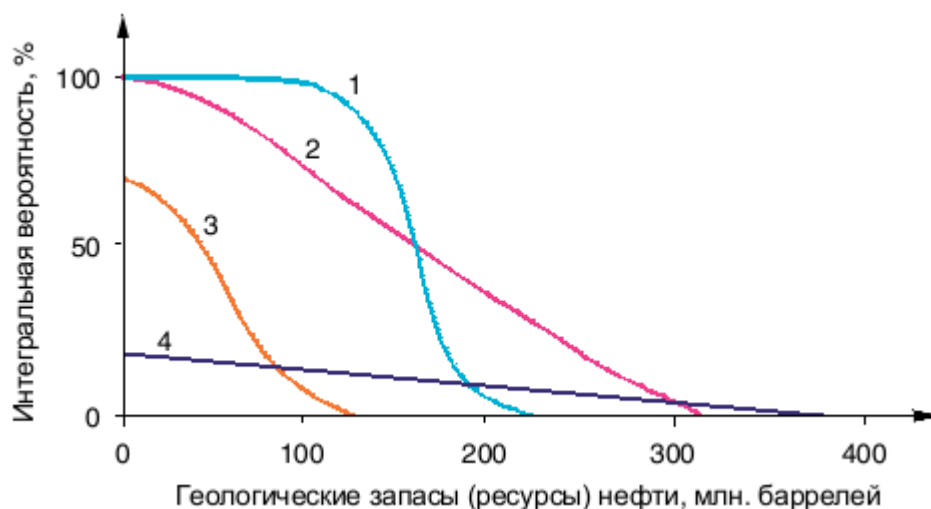


Рисунок 1.6. Типизация проектов по функции распределения [20]

На рисунке 1.6, заимствованном из [20], представлены интегральные функции вероятностных распределений запасов для четырёх различных проектов, графики пронумерованы. Первый и второй проекты соответствуют запасам уже открытых месторождений, так как они демонстрируют стопроцентную вероятность наличия хотя бы какой-то ненулевой величины запасов. При этом первое месторождение, по-видимому, характеризуется относительно хорошей степенью изученности, разброс неопределённости его запасов составляет от 100 до 220 млн. баррелей. Второе же месторождение характеризуется значительно большей неопределённостью: возможная величина запасов варьируется практически от нуля до более чем 300 млн. баррелей.

Третий и четвёртый проекты являются поисковыми, при этом, как следует из графиков, для 3-го вероятность открытия оценивается в 65%, для 4-го – 15%. При этом ожидаемая величина запасов проекта №3 относительно небольшая – от 0 до 130 млн. баррелей, в то время как для проекта №4 – возможные запасы могут оказаться в три раза больше. Таким образом, по форме графика интегральной вероятности можно охарактеризовать проект №3 как малорискованный, но и с незначительным потенциалом прибыльности, а проект №4 – как высокорискованный, но при этом способный оказаться высокорентабельным (для упрощения предполагаем, что *качество* запасов в 3-м и 4-м проектах одинаковое, и рентабельность определяется только их величиной).

1.6. Проблема агрегирования ресурсов по нескольким поисковым объектам

В статьях и монографиях по вероятностной оценке ресурсов применение метода МК неизменно излагается на примере одной залежи. Аналогичным образом, применительно к единственной залежи, излагается обычно вычисление вероятности её существования – посредством перемножения вероятностей реализации геологических факторов. Возможно, именно поэтому во многих нефтяных компаниях практика вероятностной оценки не предполагает построения интегрального вероятностного распределения ресурсов по всем поисковым объектам оцениваемой площади (например, лицензионного блока), с одновременным учётом геологических факторов, определяющих вероятность подтверждения каждой залежи. Вместо этого, как правило, ресурсы каждой залежи считаются методом МК отдельно, после чего результаты объединяются тем или иным способом.

Нередко используется подход, пример применения которого описан в [121]. В рамках данного подхода метод Монте-Карло реализуется поочерёдно для ресурсов каждой потенциальной залежи – отдельно от остальных и на первом этапе без учёта геологических факторов. В результате для каждой залежи формируется вероятностное распределение ресурсов, которое называют «безрисковым» – то есть без учёта вероятности неподтверждения данной залежи. Затем это распределение умножается на значение вероятности геологического успеха, вычисленного для соответствующей залежи посредством перемножения вероятностей реализации геологических факторов. Следует подчеркнуть, что данная нормировка производится не по шкале вероятности, а по шкале ресурсов, то есть значения ресурсов умножаются на вероятность подтверждения залежи, в результате чего «безрисковое» распределение как бы сжимается по горизонтальной оси (оси ресурсов). Полученные нормированные распределения называют распределениями с учётом риска. Их суммируют по всем подсчётным объектам и полученное суммарное вероятностное распределение используют в качестве интегральной оценки ресурсов по блоку. Иногда учёт рисков и

суммирование производят в другой очерёдности: сначала по залежам суммируются «безрисковые» вероятностные распределения ресурсов, затем суммарное распределение умножается на средневзвешенное (по средней величине ресурсов) значение геологического успеха. Результат при этом получается аналогичным.

Для того чтобы продемонстрировать несовершенство данного подхода, проведена серия численных экспериментов. Для четырёх условных лицензионных участков вероятностные распределения ресурсов построены двумя методами, первый из которых представляет собой только что описанный подход с раздельным подсчётом ресурсов каждой залежи и их последующим объединением. Второй метод заключается в построении единого вероятностного распределения ресурсов всего участка, с одновременным учётом рисков. Сам этот метод излагается во второй главе, пока что будем условно называть его «интегральным».

В основе всех расчётов лежала одна базовая залежь с фиксированными распределениями подсчётных параметров, представленными в таблице 1.3. Для площади использовалось логнормальное распределение, для всех остальных параметров – нормальное. В первом примере предполагалось наличие двух залежей с указанными параметрами, вероятность подтверждения каждой из них (P_{g_3}) оценивалась в 0.5, а вероятность геологического успеха, соответственно, $P_g = 1 - (1 - P_{g_3})^2 = 0,75$. Во втором примере – три залежи с такими же вероятностями подтверждения. В третьем – также три залежи, при $P_{g_3} = 0,33$. В четвёртом – четыре залежи, у каждой из которых $P_{g_3} = 0,2$.

Таблица 1.3. Значения подсчётных параметров, использованные для моделирования

	площадь, км ²		толщина, м	Кп, %	Кн, %	пересч. коэф., д.е.	плотность, г/см ³	КИН, д.е.
P₀₁	2.0	P₀₁	4.0	12	50	0.70	0.70	0.20
P₉₀	10.0	P₉₉	8.0	22	80	0.90	0.90	0.40

Результаты расчётов сведены в таблице 1.4. В ней отдельно приведены полученные значения математического ожидания без учёта и с учётом риска.

Первое представляет собой мат. ожидание суммарной величины запасов моделируемых залежей в предположении, что хотя бы одна из них подтвердилась, то есть для случая открытия (без учёта риска). Вторая величина является истинным значением мат. ожидания и равна первой, умноженной на вероятность открытия. При этом в рамках интегрального расчёта для этого используется истинное значение вероятности открытия, приведённое в столбце P_g , а при отдельном расчёте вместо этого используется средневзвешенное значение $P_{g_з}$, которое в рассматриваемом случае равно $P_{g_з}$ залежи (поскольку моделируются условно идентичные залежи): 0.5, 0.33 и 0.2.

Таблица 1.4. Результаты отдельного и интегрального расчётов (4 примера)

При- мер	параметры		P_g	метод расчёта	мат. ожидание безрисковое	мат. ожидание с учётом риска	стандартное отклонение
	залежей	$P_{g_з}$					
1	2	0.50	0.75	раздельный	1586	793	175
				интегральный	1062	796	465
2	3	0.50	0.88	раздельный	2379	1190	263
				интегральный	1363	1193	466
3	3	0.33	0.70	раздельный	2379	785	174
				интегральный	1127	788	677
4	4	0.20	0.59	раздельный	3172	634	140
				интегральный	1076	636	695

Как видно из таблицы, значения мат. ожидания, нормированные на риск, демонстрируют хорошее соответствие между двумя методами расчёта во всех четырёх примерах. Расхождение составляет доли процента и представляет собой погрешность расчёта, обусловленную численной природой метода МК. Таким образом, отдельный метод расчёта позволяет получить для суммарной величины ресурсов корректную оценку мат. ожидания.

Результат данного численного эксперимента подтверждает тезис, сформулированный П. Дельфинером: «Математическое ожидание суммарных запасов многообъектного проекта равно сумме средних величин запасов отдельных объектов, нормированных на вероятности подтверждения этих объектов. Этот важный результат справедлив вне зависимости от наличия или отсутствия корреляционных связей между объектами» [10].

Однако математическое ожидание является лишь одним из двух основных параметров, характеризующих вероятностное распределение, вторым таким параметром является стандартное отклонение. Из последнего столбца таблицы 1.4 следует, что раздельный метод систематически занижает стандартные отклонения моделируемых вероятностных распределений. Вследствие этого происходит, в частности, систематическое завышение консервативной оценки P_{10} и занижение оптимистичной оценки P_{90} при расчёте раздельным методом. Рисунки 1.7 – 1.10 демонстрируют значительные отклонения структуры распределений, построенных раздельным методом, от корректных (построенных интегральным методом) распределений. В дифференциальной форме представлены распределения без учёта риска, в интегральной – нормированные на риск.

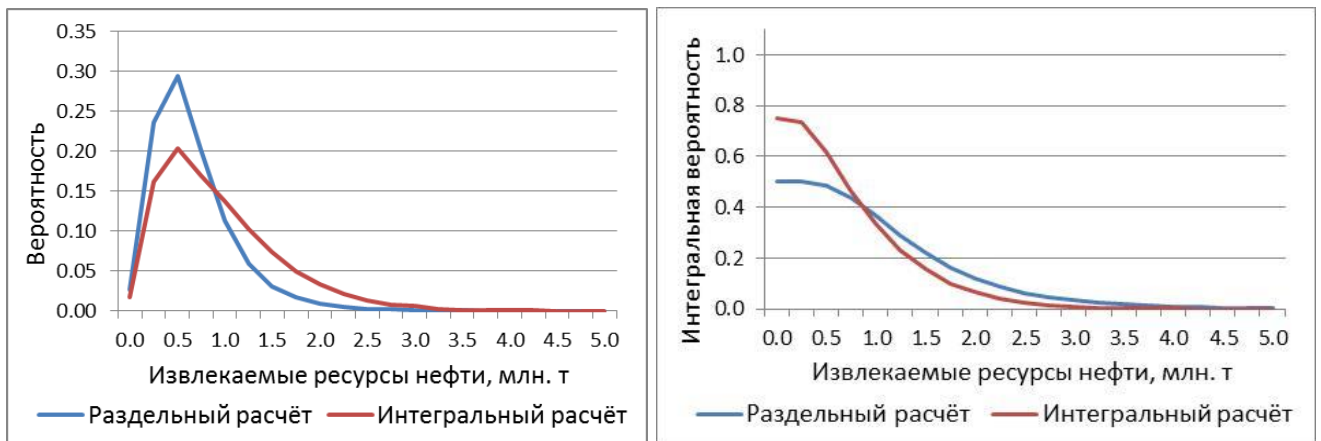


Рисунок 1.7. Сопоставление раздельного и интегрального расчётов для случая двух залежей, у каждой из которых $P_{g_z} = 0.5$

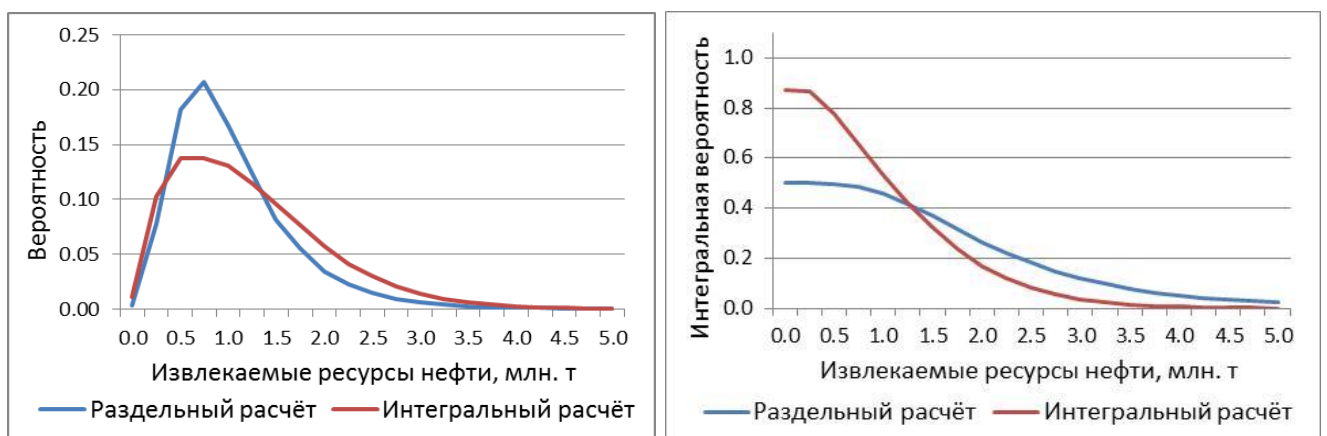


Рисунок 1.8. То же для *трёх* залежей, у каждой из которых $P_{g_z} = 0.5$

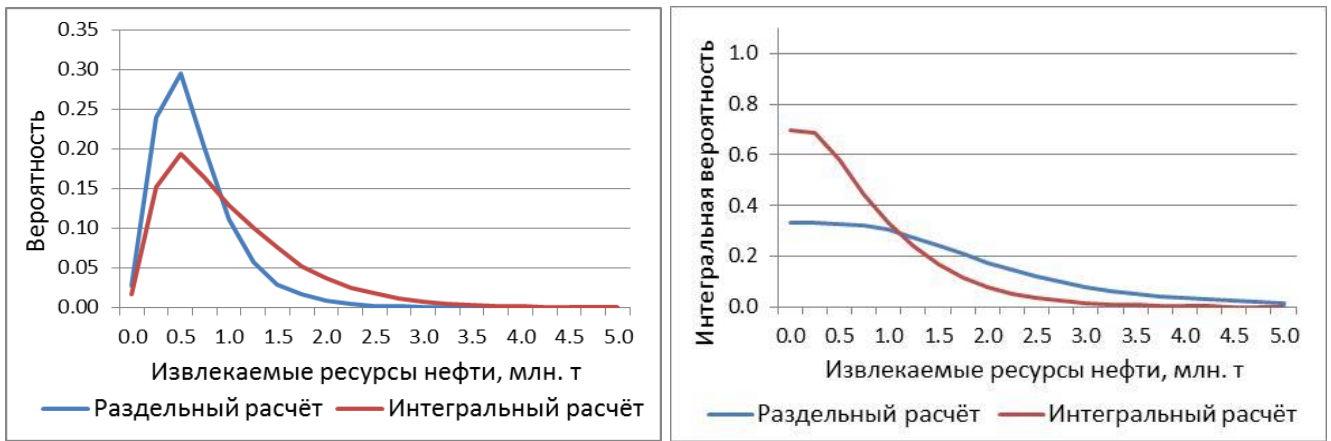


Рисунок 1.9. То же для трёх залежей, у каждой из которых $P_{g_3} = 0.33$

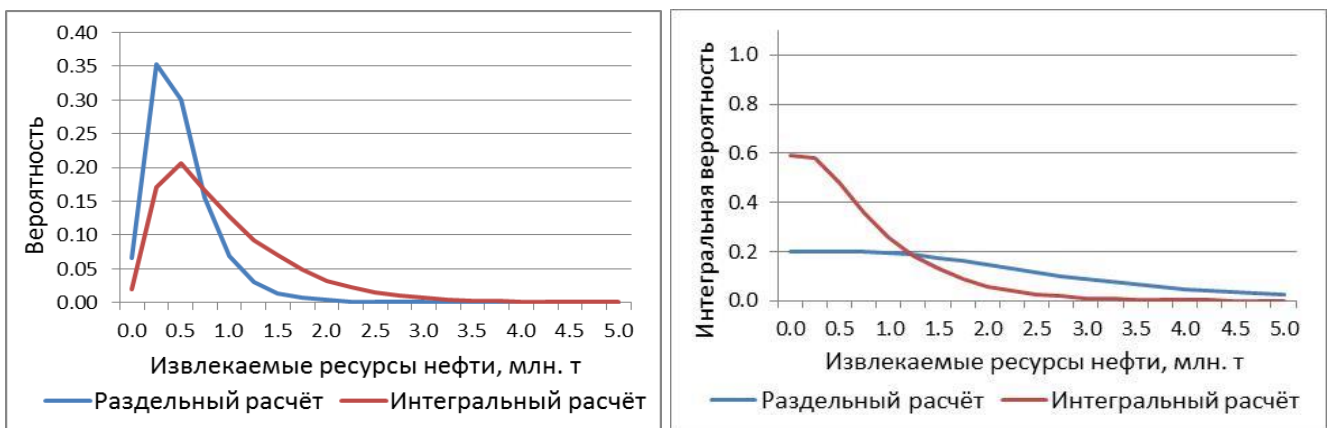


Рисунок 1.10. То же для 4 залежей, у каждой из которых $P_{g_3} = 0.2$

Причина этих расхождений заключается в следующем. В раздельном методе неявно предполагается полная, жёсткая зависимость между подтверждением или неподтверждением всех поисковых объектов: либо подтверждаются все, либо ни один. Чем ближе такое предположение к реальности, тем более корректна оценка, полученная данным методом. Очевидно, однако, что в общем случае зависимость между подтверждением различных поисковых объектов является лишь частичной (степень её проявления определяется соотношением протяжённых и локальных составляющих геологических факторов, что будет рассмотрено в Главе 2).

При частичной независимости – т.е. практически во всех случаях – простое арифметическое сложение вероятностных распределений не даёт корректного результата. Аналогично, сумма одинаковых процентилей (P_{10} , P_{50} или других) по двум или нескольким объектам – залежам, структурам, проектам и т. д. – не равна соответствующему процентилю от совокупности этих объектов. Это относится не только к ресурсам, но и к запасам. В [15] указывается, что в тех случаях, когда

инвесторы или нефтяные компании арифметически складывают *доказанные запасы* нескольких объектов, это приводит к недооценке суммарной стоимости активов, так как в реальности возможное недостижение этой консервативной оценки на одних объектах, как правило, с лихвой компенсируется её превышением на других объектах.

Если бы, в свою очередь, независимость подтверждения разных поисковых объектов была *полной*, то распределения ресурсов всё же можно было бы суммировать – как независимые вероятностные распределения. Кроме того, в этом случае, можно было бы вычислять вероятность открытия «хотя бы одной залежи», отнимая от единицы вероятность одновременного *неподтверждения* всех объектов: $P_g = 1 - (1-P(A)) \cdot (1-P(B)) \cdot \dots \cdot (1-P(N))$, где $P(A), \dots, P(N)$ – индивидуальные вероятности подтверждения N отдельных поисковых объектов. Проблема, однако, в том, что независимость подтверждения является *частичной*, обусловленной пространственной протяжённостью действия геологических факторов как по площади, так и по разрезу, что затрудняет построение аналитической формулы для вычисления вероятности, особенно при значительном количестве поисковых объектов. Суммирование же распределений ресурсов представляет собой ещё более сложную задачу, поскольку необходимо учитывать как вариативность возможного набора подтвердившихся залежей, так и наличие корреляций между объёмными характеристиками разных поисковых объектов (данный аспект рассматривается в разделе 2.5 второй главы).

В заключение отметим, что при отдельной вероятностной оценке ресурсов методом Монте-Карло по отдельным поисковым объектам – с последующим суммированием распределений или отдельных процентилей – гибкость вероятностного подхода оказывается в известной степени мнимой, так как перекрывается неявным детерминистическим предположением: «либо все, либо ни один». Данная характеристика остаётся в силе, независимо от того, ведётся ли в дальнейшем расчёт показателей добычи на безрисковую сумму по объектам, после чего учитывается риск отсутствия открытия, либо же суммируются ресурсы, предварительно умноженные на вероятности подтверждения. В первом

случае показатели, скорее всего, будут завышенными, во втором, наоборот, потенциал оказывается недооценённым. При этом оба подхода встречаются в практике нефтяных компаний.

1.7. Постановка задач исследования

В первой главе были охарактеризованы два ключевых аспекта неопределённости, сопутствующие поисково-разведочным работам: неопределённость, связанная с вероятностью существования месторождения, и неопределённость возможной величины ресурсов, приуроченных к ожидаемому открытию. Первая из этих двух неопределённостей связана с риском отсутствия месторождения. Вторая – с риском открытия месторождения, слишком малого по величине запасов. Для учёта этих двух неопределённостей в конце прошлого века были разработаны два основных инструмента: 1) анализ геологических факторов, присвоение каждому из них вероятности реализации и перемножение их для оценки вероятности существования месторождения; 2) моделирование подсчётных параметров методом Монте-Карло для построения вероятностного распределения ресурсов.

В научной литературе эти два инструмента неизменно рассматриваются изолированно друг от друга. Кроме того, каждый из этих инструментов обычно рассматривается применительно к единственной залежи, проблема же агрегации оценок – с построением интегральной вероятности наличия хотя бы одной залежи и интегральной величины ресурсов для случая нескольких поисковых объектов – данная проблема либо вообще не затрагивается, либо лишь упоминается. Такая неполнота рассмотрения не является случайной, поскольку до сих пор фактически отсутствует метод корректного объединения изолированных оценок вероятностей подтверждения отдельных залежей и их объёмных характеристик.

Первая, основная, задача настоящего исследования заключается в разработке и обосновании принципиально иного подхода к вероятностной оценке ресурсов – совместного вероятностного моделирования геологических факторов и подсчётных параметров поисковых объектов. Вторая и третья задача тесно связаны с этой основной задачей: во-первых, в новом методе должен быть

обеспечен корректный учёт взаимных зависимостей между наличием либо отсутствием действия каждого геологического фактора в разных поисковых объектах. Во-вторых, нуждаются в проработке методические вопросы вероятностного моделирования подсчётных параметров потенциальных залежей.

Четвёртая задача также связана с моделированием подсчётных параметров и заключается в обеспечении корректного учёта пространственных корреляций их значений. Пятая задача – адаптация разработанного метода для оптимизации сценарных расчётов разработки предполагаемого месторождения. Наконец, шестая задача – разработка аналитического решения для расчёта вероятности наличия месторождения на оцениваемой площади. Решению первых четырёх задач посвящена вторая глава диссертационной работы, пятая и шестая задачи рассмотрены в третьей и четвёртой главах соответственно.

ГЛАВА 2. НОВЫЙ ПОДХОД К ВЕРОЯТНОСТНОЙ ОЦЕНКЕ РЕСУРСОВ – ИНТЕГРАЛЬНЫЙ УЧЁТ РИСКОВ И НЕОПРЕДЕЛЁННОСТЕЙ

2.1. Принцип совместного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов

В разделе 1.3 первой главы был изложен принцип оценки вероятности формирования и сохранности углеводородной залежи на основе анализа геологических факторов, а в разделе 1.5 описана технология построения вероятностного распределения ресурсов (запасов) методом МК, применительно к отдельно взятому поисковому объекту. В основе разработанного метода интегральной вероятностной оценки ресурсов лежит принцип одновременной и совместной реализации этих двух подходов для всей совокупности подсчётных (поисковых) объектов – потенциальных залежей.

Данный принцип подразумевает проведение по каждому поисковому объекту совместного вероятностного моделирования как подсчётных параметров, так и геологических факторов, от которых зависит вероятность подтверждения той или иной залежи. При этом моделирование *подсчётных параметров* реализуется так, как это описано в разделе 1.5, давая в каждой случайной реализации МК по одному случайному значению для каждого подсчётного параметра каждого поискового объекта, в соответствии с заданным для соответствующего параметра (и объекта) вероятностным распределением. Моделирование *геологических факторов* также проводится методом МК – с той разницей, что в каждой вероятностной реализации каждый геологический фактор принимает в результате одно из двух значений: либо фактор «работает», либо нет.

В результате каждая вероятностная реализация метода Монте-Карло характеризуется: 1) определённой комбинацией работающих и неработающих – отдельно для каждого поискового объекта – геологических факторов, которые в своей совокупности обуславливают определённый набор «реализовавшихся» подсчётных объектов (залежей) в данной вероятностной реализации;

2) определённой комбинацией подсчётных параметров для каждого поискового объекта. Таким образом, каждая вероятностная реализация моделирует один из возможных реальных исходов – тот или иной набор «сформировавшихся» залежей, каждая из которых содержит тот или иное количество нефти и/или газа. Совокупность же этих реализаций представляет собой вероятностное распределение ресурсов углеводородов для моделируемой площади, в роли которой может выступать отдельная структура, лицензионный участок или некоторый район.

Рассмотрим, как описанная методика реализуется технически в программном комплексе «ОРЕС», с 2012 г используемом в ПАО АНК «Башнефть» для вероятностной оценки ресурсов. В каждой вероятностной реализации датчик случайных чисел генерирует по одному иницирующему числу для каждого параметра. Для подсчётных параметров это случайное число пересчитывается в конкретное значение данного параметра, в соответствии с параметрами вероятностного распределения, которое пользователь программного комплекса задал для данного подсчётного параметра данного поискового объекта.

Для геологических факторов иницирующее число сравнивается со значением вероятности, которое пользователь задал для данного вероятностного параметра данного поискового объекта. Если случайное число больше, это означает, что в данной вероятностной реализации соответствующий геологический фактор «не реализовался» для данного объекта (или для определённой группы объектов, или даже для всех объектов, если речь идёт, к примеру, о наличии материнской породы). Поскольку для формирования залежи необходимо совместное действие всех геологических факторов, то все поисковые объекты, в которых хотя бы один из факторов оказался выше граничного значения, считаются «не подтвердившимися», их запасы (ресурсы) обнуляются. При этом отношение количества вероятностных реализаций, в которых подтвердилась хотя бы одна залежь, к общему количеству вероятностных реализаций, представляет собой корректную оценку вероятности существования месторождения на оцениваемом участке.

Описанный принцип совместного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов позволяет, с одной стороны, реализовать все существующие наработки по учёту рисков и неопределённостей, связанных как с подтверждением/неподтверждением отдельных поисковых объектов, так и с количественной оценкой ресурсов каждого из них. С другой стороны, данный подход позволяет «сразу» получить интегральную оценку ресурсов оцениваемой площади и, таким образом, преодолеть описанную в разделе 1.6 проблему суммирования или иного объединения оценок ресурсов и рисков, выполненных раздельно для разных поисковых объектов.

2.2. Области действия геологических факторов и матрица поисковых объектов

В разделе 1.3 был приведён набор из шести геологических факторов, определяющих формирование и сохранность залежей углеводородов. Важнейшим свойством этих параметров является их независимость друг от друга. Так, с геологической точки зрения, для осуществления миграции нужны не только каналы для миграции углеводородов, но и нефтематеринские породы, в которых эти углеводороды должны сгенерироваться. Однако в рамках рассматриваемой математической модели фактор миграции рассматривается независимо от фактора материнских пород, поэтому при вероятностном моделировании вполне возможны в том числе и такие комбинации, в которых миграция имеет место, а материнские породы – отсутствуют. Разумеется, это некоторая условность, но она не приводит к логическим противоречиям, поскольку залежь в этих случаях всё равно принимается не реализовавшейся. Аналогично, под наличием структуры подразумевается исключительно геометрия залегания пластов, границ замещения, экранирующих разломов и т.д., наличие же или отсутствие покрышки (и, соответственно, ловушки) рассматривается как полностью независимый фактор.

С другой стороны, если рассматривать действие каждого отдельного геологического фактора применительно к разным поисковым объектам, то очевидно, что имеет место полная или частичная зависимость между обнаружением или необнаружением того или иного геологического фактора в

разных объектах (пластах, структурах). Так, материнские породы не могут одновременно существовать для одной залежи пласта и не существовать для другой. Аналогично, если в некоторой структуре бурением установлено наличие коллектора каком-то пласте, то это повышает ожидание, что в соседней структуре в этом пласте также будет обнаружен коллектор – и наоборот. Другой пример: если в одном пласте согласно залегающей пачки обнаружена антиклинальная ловушка, то это означает как минимум высокую вероятность наличия замкнутой структуры и в соседних по разрезу пластах.

Для корректного учёта этих и всех других внутренних зависимостей целесообразно приписать каждому геологическому фактору определённую область его действия, в пределах которой та или иная зависимость проявляет своё действие. Факторы наличия коллектора и покрышки можно разделить на региональные и локальные составляющие. Первые характеризуют пласт на всей оцениваемой площади, вторые – только для отдельной залежи (то есть в пределах отдельной структуры). Для коллектора и покрышки это разделение допускает прямую геологическую интерпретацию: региональная составляющая означает вероятность наличия соответствующей фации (например, песчаника) на оцениваемой площади, а локальная – вероятность того, что в районе конкретной структуры данная фация обладает необходимыми свойствами: для коллектора такими свойствами являются пористость и проницаемость, для покрышки – экранирующая способность. Произведение региональной и локальной составляющих даёт вероятность «наличия», действия соответствующего геологического фактора в конкретной потенциальной залежи – вероятность обнаружения коллектора, покрышки и т.д.

Фактор наличия структуры (замкнутого контура) очевидным образом может наследоваться по разрезу. Для структурного фактора, таким образом, наследование имеет вертикальный, а не латеральный характер, именно поэтому избран термин «протяжённая», а не «региональная» составляющая в качестве общего для всех геологических факторов.

Фактор материнской породы является комплексным не только по

отношению к каждому отдельному пласту, но и к группам пластов (то есть он также имеет вертикальную протяжённую составляющую, наряду с горизонтальной). Если же в разрезе выделяется только одна потенциальная материнская толща, действие этого фактора становится универсальным: либо для всех поисковых объектов материнская порода имеется, либо для всех объектов она отсутствует.

Фактор сохранности залежей, в зависимости от природы неопределённости, может комплексно воздействовать как на пласт или группу пластов (например, возможная биодеградация нефти), так и на структуру или часть структуры (например, наличие предположительно проницаемого разлома, пересекающего сводовую часть ловушки).

В дальнейшем термин «подтверждение» (и «неподтверждение») будет использоваться как применительно к поисковым объектам (в этом случае он будет означать формирование залежи или залежей), так и применительно к реализации отдельных геологических факторов: «подтверждённая структура», «подтвердившаяся миграция», а также применительно к протяжённой или локальной составляющей геологических факторов: например, «регионально подтверждённый пласт».

Целесообразность разделения геологических факторов на региональные и локальные составляющие для более корректного учёта рисков подробно обосновывается в [53], [111], [46]. При этом пространственная протяжённость региональной составляющей ограничивается единой зоной нефтегазонакопления (в англоязычной литературе для обозначения этой зоны используется термин *play*⁸.) В первых двух из указанных работ приведены также табличные рекомендации по присваиванию геологическим факторам конкретных значений вероятности, в зависимости от известного или предполагаемого геологического строения и генезиса залежи, а также от степени изученности и достоверности имеющейся информации.

Отметим, что в перечисленных выше публикациях выделяется

⁸ Более строгое сопоставление этих двух терминов проведено в [78] на стр. 127.

исключительно региональная (латеральная) протяжённая компонента, применительно к наличию материнских пород, фации возможного коллектора и фации возможной покрывки. Вертикальная протяжённая компонента используется в [50] – применительно к наличию материнских пород и путей миграции, в [43] – применительно к наличию материнских пород, осуществлению миграции, а также наличию структуры. В [10] вертикальная зависимость используется для всех геологических факторов, включая коллектор и покрывку⁹; правда, в данной публикации использована жёсткая связь между реализацией соответствующих факторов в разных пластах в пределах единой структуры, то есть как таковое разделение риска на две составляющие не производится (локальная составляющая всюду равна 1.0). Наконец, в [28], [31] и [51] авторы, по сути, оперируют корреляциями между подтверждением и неподтверждением тех или иных залежей в целом, не раскладывая отдельные геологические факторы на компоненты.

Ни в одной из публикаций не используется подход, аналогичный предлагаемому в настоящей работе, – разложение протяжённых компонент геологических факторов по строкам и столбцам матрицы поисковых объектов.

Матрица поисковых объектов

Метод интегрального учёта рисков и неопределённостей, предложенный в разделе 2.1, подразумевает сведение поисковых объектов в единую математическую модель. Очевидно, что максимально возможное количество потенциальных залежей является произведением количества перспективных структур – как выявленных, так и предполагаемых – на количество потенциально продуктивных пластов. Таким образом, потенциальные залежи можно представить в виде ячеек матрицы (таблицы), строки которой обозначают пласты, а столбцы – структуры.

⁹ Автор публикации обосновывает такую корреляцию цикличностью формирования соответствующих фаций. Следует отметить, что подобная корреляция в принципе возможна, но лишь слабо выраженная.

	Ловушка 1 (структурная)	Ловушка 2 (структурная)	Ловушка 3 (стратиграфич.)
Пласт 1	?	?	0
Пласт 2	?	?	?
Пласт 3	?	0	0

Рисунок 2.1. Пример матрицы поисковых объектов, три из которых изначально полагаются невозможными, им присвоена нулевая вероятность.

Пусть, к примеру, по данным СРР на оцениваемой площади выявлены две структурные и одна стратиграфическая ловушка, а по данным соседних месторождений потенциально продуктивными являются три пласта; при этом вторая структура выполаживается с глубиной, так что её подтверждение возможно только для 1-го и 2-го пластов, а в районе возможной стратиграфической ловушки выклинивается только второй пласт. В этом случае можно занулить соответствующие ячейки матрицы, как это сделано на рисунке 2.1, остальные же ячейки обозначают потенциальные залежи, каждой из которых соответствует некоторая ненулевая вероятность подтверждения.

В более общем случае на оцениваемой площади имеется n структур и m пластов, что формирует матрицу из $n \cdot m$ потенциальных поисковых объектов-залежей, представленную на рисунке 2.2. Синяя полоса визуализирует пространственную протяжённость действия региональных компонент геологических факторов в пределах j -го пласта, жёлтая – преобладание структурного фактора в пределах i -й структуры. Введём следующие обозначения: M – вероятность наличия материнских пород для данной площади; S_i – вероятность подтверждения i -той структуры; R_j – вероятность проявления региональной составляющей комбинированной вероятности коллектора, покрышки и сохранности залежи в j -том пласте; L_{ji} – вероятность того, что в i -й структуре j -того пласта реализуются все локальные составляющие геологических факторов, включая фактор миграции и локальную составляющую структурного фактора (в параметре L_{ji} первый индекс обозначает пласт, второй – структуру). Тогда вероятность подтверждения продуктивности j -того пласта в i -той структуре равна произведению этих четырёх переменных: $M \cdot S_i \cdot R_j \cdot L_{ji}$.

		Структуры, вероятности S_i					
		S_1	S_2	...	S_i	...	S_n
Пласты, региональные вероятности R_j	R_m	L_{m1}	L_{m2}	...	L_{mi}	...	L_{mn}

	R_j	L_{j1}	L_{j2}	...	L_{ji}	...	L_{jn}

	R_2	L_{21}	L_{22}	...	L_{2i}	...	L_{2n}
	R_1	L_{11}	L_{12}	...	L_{1i}	...	L_{1n}

Рисунок 2.2. Матрица поисковых объектов и области действия геологических факторов

Разделение геологического фактора на протяжённую и локальную компоненту означает, что вместо одной вероятностной переменной моделируются две, при этом протяжённая компонента задаётся в матрице поисковых объектов для целой строчки (пласта) или для целого столбца (структуры), а локальные – для каждой отдельной ячейки (потенциальной залежи). Реальная вероятность обнаружить, скажем, коллектор в том или ином поисковом объекте вычисляется как произведение вероятностей соответствующей протяжённой и соответствующей локальной компонент данного геологического фактора.

Как и в примере, приведённом на рисунке 2.1, часть потенциальных залежей может исходно трактоваться как невозможные из-за локального выклинивания, замещения коллектора или покрышки либо выполаживания структуры в тех или иных объектах. В математической модели это реализуется посредством зануления локальных компонент L_{ji} в соответствующих ячейках. Таким образом, несмотря на свой детерминированный прямоугольный вид, матрица объектов является достаточно гибкой и позволяет моделировать произвольную конфигурацию потенциальных залежей.

Каждый поисковый объект представляет собой потенциальную залежь углеводородов и, следовательно, является также подсчётным объектом. Поэтому в рассматриваемой задаче понятия «поисковый объект» и «подсчётный объект» являются синонимами.

Влияние модели зависимости геологических факторов

В настоящем подразделе будет продемонстрировано, как разделение геологических факторов на региональные и локальные компоненты сказывается на результатах вероятностного расчёта. Пусть на оцениваемой площади имеется один потенциально продуктивный пласт и две перспективные структуры, к каждой из которых может быть приурочена залежь. Для простоты будем считать, что обе потенциальные залежи характеризуются вероятностными распределениями подсчётных параметров, представленными в таблице 1.3 (раздел 1.6). Предположим, что для обоих поисковых объектов имеется полная уверенность в реализации всех геологических факторов, кроме коллектора, для которого вероятность подтверждения в произвольной точке составляет 0.5. Рассмотрим три случая, в каждом из которых произведение вероятностей региональной и локальной компонент равно 0.5, но вклады этих двух компонент в неопределённость – различны:

1) региональная компонента подтверждена на всей оцениваемой площади (допустим, развитие фации песчаника уверенно прослеживается по результатам атрибутивного анализа сейсмических данных), а локальная вероятность того, что пористость песчаника превышает граничное значение, составляет 0.5 для обеих залежей; таким образом, $R=1$; $L_1=L_2=0,5$;

2) вероятность регионального развития фации песчаника оценивается как 0.707; локальная вероятность превышения граничного значения пористости составляет также 0.707 для обеих залежей; таким образом, $R=0,707$; $L_1=L_2=0.707$;

3) вероятность регионального развития фации песчаника оценивается как 0.5; при этом предполагается, что локальная вариативность фильтрационно-емкостных свойств незначительна; таким образом, $R=0,5$; $L_1=L_2=1$.

В первом варианте вероятность обнаружения хотя бы одной залежи (т.е. P_g) составляет $1 \cdot (1 - (1 - 0.5) \cdot (1 - 0.5)) = 0.75$. Во втором $P_g = 0.707 \cdot (1 - (1 - 0.707) \cdot (1 - 0.707)) = 0.646$. В третьем $P_g = 0.5 \cdot (1 - (1-1) \cdot (1-1)) = 0.5$. На рисунке 2.3 приведены вероятностные распределения ресурсов, рассчитанные¹⁰ для этих трёх

¹⁰ Здесь и далее по умолчанию подразумевается использование метода совместного

случаев, в дифференциальном и интегральном представлениях, при этом дифференциальные графики нормированы на вероятность открытия (как описано в разделе 1.5).

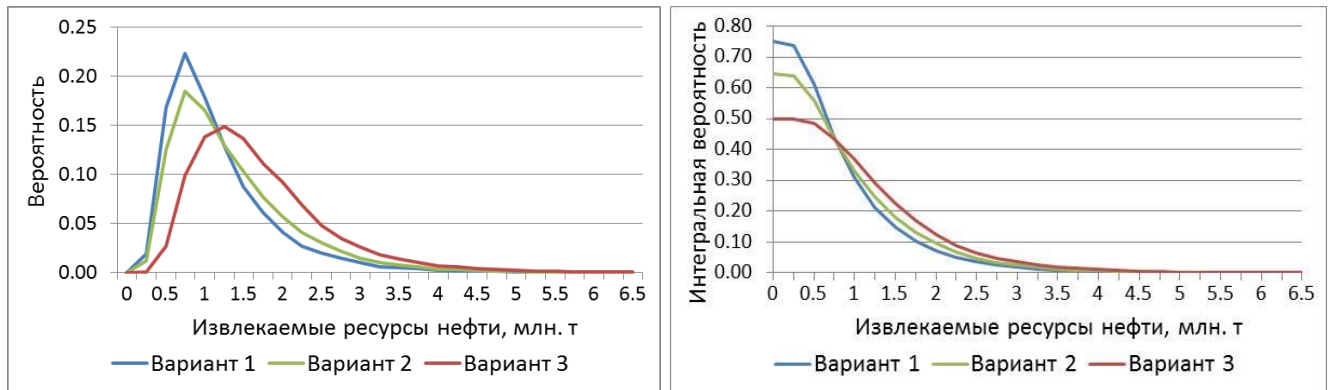


Рисунок 2.3. Сравнение трёх вариантов, отличающихся вкладом региональной и локальной компонент в вероятность подтверждения коллектора

Графики наглядно демонстрируют следующее: несмотря на одинаковое количество залежей, одинаковую вероятность подтверждения каждой из них в отдельности (равную 0.5), а также тождественность использованных распределений подсчётных параметров во всех трёх вариантах, результат оценки может быть существенно различным. Он определяется используемой моделью зависимости геологических факторов, а именно соотношением вкладов протяжённой и локальной компонент вероятности. Если протяжённая вариативность высока, а локальная – низкая (3-й вариант), то вероятность наличия «хотя бы одной залежи» будет ниже, зато ожидаемые ресурсы в случае открытия – несколько выше, чем в случае высокой уверенности в региональной компоненте и при этом значительной локальной неопределённости (1-й вариант). Практические вопросы, связанные с разделением геологических факторов на протяжённые и локальные составляющие, рассмотрены в [84].

Важно отметить, что, как и в примерах из раздела 1.6, математическое ожидание с учётом риска во всех трёх вариантах совпадает. Визуальным отображением этого является тот факт, что все три графика интегральной вероятности пересекаются в одной точке. В данной серии расчётов мат. ожидание

по вариантам составило соответственно 2.129, 2.127 и 2.117 млн. т, погрешность обусловлена численной природой метода МК (выполнялось по 40 тысяч реализаций). Однако все три полученных распределения различаются величиной стандартного отклонения, а также вероятностью самого *наличия* запасов, характеризующихся соответствующим вероятностным распределением. Оба эти различия очень существенны, они могут обусловить совершенно различную стоимостную оценку проекта, несмотря на одинаковость мат. ожидания величины ресурсов.

Рассмотрим другой пример. Пусть на оцениваемой площади имеется одна структура и два потенциально продуктивных пласта. Для подсчётных параметров обеих потенциальных залежей используем те же вероятностные распределения, что в предыдущем примере, за исключением эффективной нефтенасыщенной толщины: для одного пласта в качестве процентилей P_{01} и P_{99} возьмём значения 2 и 4 м, для другого – 6 и 12 м (вместо единой пары значений 4 и 8 м). Вероятности всех геологических факторов примем равными единице, за исключением фактора структурного замыкания, его примем равным 0.6. Рассчитаем два варианта. В варианте №1 подтверждение структурного фактора будет полностью независимым между двумя потенциальными залежами – неопределённость будет целиком связана с локальной компонентой. В варианте №2 подтверждение структурного фактора, напротив, будет полностью наследоваться в пределах структуры – подтверждение его в одной залежи будет жёстко связанным с его подтверждением в другой. Результаты моделирования представлены на рисунке 2.4.

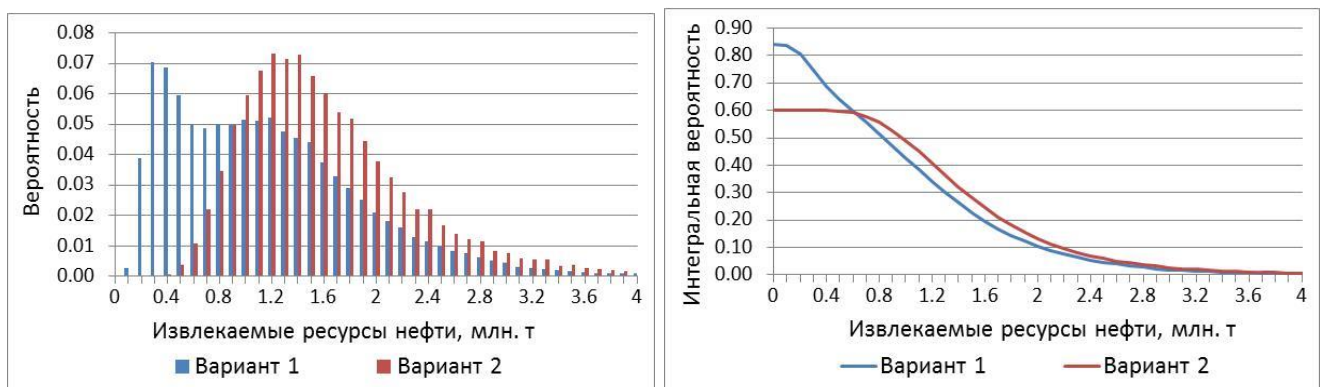


Рисунок 2.4. Сравнение двух вариантов, отличающихся корреляцией между подтверждением замыкания у двух пластов в пределах одной структуры

В варианте №1 вероятность открытия составляет 0.84, мат. ожидание без учёта риска 3.020 млн. т, мат. ожидание с учётом риска 2.537 млн. т. В варианте №2 эти величины составляют 0.60, 4.223 млн. т и 2.534 млн. т соответственно. Таким образом, как и в предыдущем примере, смещение неопределённости на локальный уровень (1-й вариант) приводит к увеличению вероятности открытия хотя бы одной залежи, одновременно с этим возрастает разброс значений (стандартное отклонение получающегося распределения ресурсов), при этом среднее арифметическое распределения уменьшается. Смещение же неопределённости в пользу протяжённой компоненты (в данном случае в пользу наследования структурного фактора по вертикали) смещает распределение ресурсов в сторону более высоких значений, при этом вероятность открытия оказывается меньшей. Величина математического ожидания с учётом риска в обоих вариантах совпадает (если пренебречь погрешностью).

Заслуживает упоминания бимодальный характер распределения, полученного в варианте 1. Как было отмечено в разделе 1.5, в литературе нередко упоминается, что для вероятностного распределения ресурсов «правильным» или, по крайней мере, типичным является логнормальный вид. Следует иметь в виду, что это замечание относится исключительно к ресурсам отдельного поискового объекта. В случае же наличия нескольких поисковых объектов интегральное распределение ресурсов может иметь произвольную форму, которая зависит от сочетания объёмных и вероятностных характеристик каждого из этих объектов.

В рассматриваемом случае интегральное распределение представляет собой фактически сумму распределений (каждое со своим вероятностным «весом») для трёх возможных исходов: 1) первая залежь при отсутствии второй; 2) вторая при отсутствии первой; 3) обе залежи вместе. Вероятность первого исхода составляет $0.6 \cdot (1-0.6) = 0.24$, второго – также 0.24, третьего – $0.6 \cdot 0.6 = 0.36$ (в сумме 0.84, что и составляет вероятность открытия хотя бы одной залежи в варианте №1). Второй и третий горбы интегрального распределения практически сливаются, так

как расположены близко друг к другу на горизонтальной оси, первый же горб, соответствующий случаю подтверждения лишь залежи первого пласта (с малой толщиной), чётко виден на гистограмме. В случае более контрастных объёмных характеристик залежей интегральное распределение может принимать вид изолированных, не пересекающихся горбов.

В заключение рассмотрим ещё один пример, представляющий собой объединение двух предыдущих. Пусть имеется 2 пласта и две структуры, параметры пластов возьмём аналогично второму примеру, параметры структур – аналогично первому. Вероятность подтверждения структурного замыкания во всех 4-х потенциальных залежах – 0.5, вероятность наличия коллектора – 0.3, остальные геологические факторы положены равными 1.0. Выполнено два расчёта: 1) оба варьируемых геологические фактора моделируются для каждой залежи независимо; 2) полная зависимость наличия/отсутствия коллектора в обеих потенциальных залежах каждого из пластов, полная зависимость наличия/отсутствия замыкания в обеих потенциальных залежах каждой из структур. Результаты моделирования представлены на рисунке 2.5.

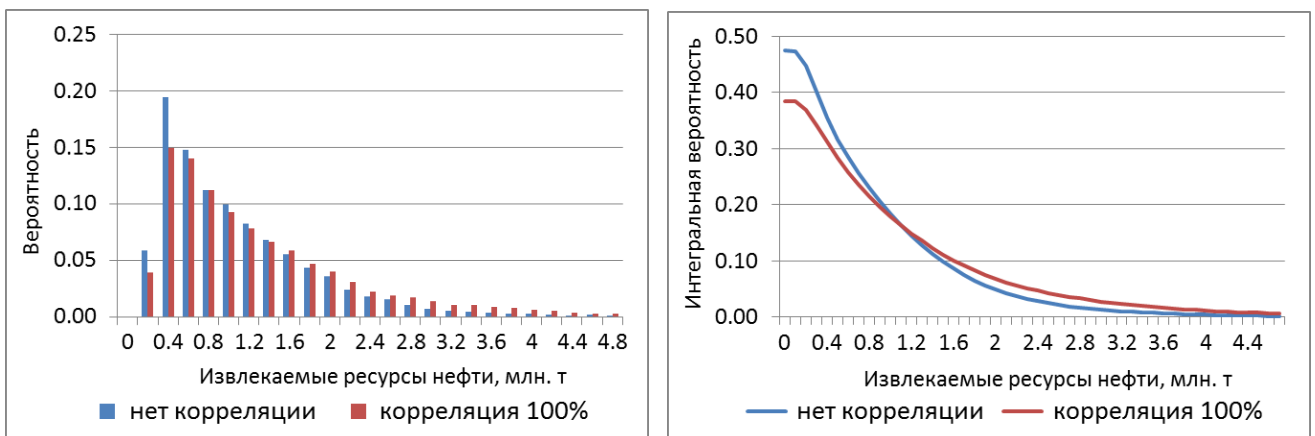


Рисунок 2.5. Сравнение вариантов, отличающихся наличием или отсутствием корреляций между подтверждением коллектора и структурного замыкания

В варианте №1 вероятность открытия составляет 0.475, мат. ожидание без учёта риска 0.998 млн. т, мат. ожидание с учётом риска 0.474 млн. т. В варианте №2 эти величины составляют 0.385, 1.251 млн. т и 0.482 млн. т соответственно. Как и в предыдущих двух примерах, смещение неопределённости на локальный уровень приводит к увеличению вероятности открытия, одновременно с этим

возрастает разброс значений, мат. ожидание без учёта риска – уменьшается, а умноженное на вероятность открытия – остаётся неизменным.

Можно было предположить, что совмещение эффектов, рассмотренных в двух предыдущих примерах, сделает расхождение между вариантами ещё более контрастным. Однако в действительности различие между полученными распределениями ресурсов, напротив, оказалось меньшим, чем при варьировании единственного геологического фактора. Этому кажущемуся несоответствию можно дать следующее упрощённое пояснение. В предыдущих двух примерах варьировался единственный геологический фактор, поэтому в вариантах с отсутствием локальной составляющей неопределённости могло быть либо две подтвердившиеся залежи, либо ни одной. При наличии же локальной составляющей неопределённости появлялись реализации с единственной залежью, и в результате в распределении ресурсов появлялась дополнительная область низких значений, что делало различие между вариантами более контрастным. В отличие от этого, в рассматриваемом третьем примере даже в первом варианте, несмотря на отсутствие локальной неопределённости в обоих варьируемых геологических факторах, возможен случай единственной залежи – в случае, если из-за отсутствия коллектора «выпадает» один из пластов, а из-за отсутствия замыкания – одна из структур.

Рассмотренные в настоящем разделе численные эксперименты позволяют сделать важный обобщающий вывод. Недостаточно «угадать» или корректно определить по имеющейся статистике эффективную вероятность подтверждения того или иного геологического фактора на оцениваемом участке. Важно также правильно разложить эту вероятность на протяжённую и локальную компоненты и учесть это в расчётах. Если разложение неопределённости на компоненты выполнено неверно, это может привести к значительным ошибкам – как в количественной оценке ресурсной базы, так и в экономической оценке проекта.

2.3. Моделирование подсчётных параметров

Для корректного моделирования подсчётных параметров необходимо последовательно решить четыре задачи: 1) определить набор подсчётных

параметров, подлежащих моделированию, после чего для каждого из них 2) выбрать тип вероятностного распределения и 3) задать количественные параметры распределения; 4) задать необходимые корреляционные отношения – как между различными подсчётными параметрами в пределах одной залежи (ячейки в матрице поисковых объектов), так и между различными залежами в пределах одного пласта (строки матрицы) или одной структуры (столбца).

Выбор набора подсчётных параметров для моделирования

В литературе по вероятностной оценке ресурсов методом МК данный этап не выделяется. Между тем, он важен, поскольку здесь возможны варианты.

Во-первых, необходимо определиться с фазовым составом ресурсов: предполагается ли наличие в том или ином пласте залежи нефти, или газа, или нефтяной залежи с газовой шапкой, или газоконденсатной залежи, или же допускаются с той или иной вероятностью несколько вариантов фазового состава пластового флюида. В последнем случае необходимо использовать в расчётной схеме дополнительный дискретный параметр, который в каждой вероятностной реализации будет – с заданной вероятностью – указывать тот или иной характер насыщения для каждого поискового объекта, а для вариантов нефтяной залежи с газовой шапкой – ещё один дополнительный параметр, регулирующий объёмное отношение нефтяной и газовой частей залежи. (Отметим, что объём нефтегазонасыщенных пород должен моделироваться не по отдельности для газовой шапки и нефтяной оторочки, а именно суммарно, после чего разделяться с использованием данного параметра, который, фактически, моделирует положение газо-нефтяного контакта¹¹.) При определённых условиях значения двух указанных параметров можно соотносить с картами относительных запасов нефти, газа и конденсата в общей сумме запасов всех УВ, построение которых рекомендовано в [104]. Более обстоятельное рассмотрение методов прогнозирования фазового состава углеводородов дано в [93], где этому вопросу

¹¹ Аналогичное замечание приведено в [17] – единственной публикации, где упоминается проблема учёта неопределённости фазового состава в контексте моделирования методом МК.

посвящена отдельная глава.

Во-вторых, необходимо решить, являются ли объектом подсчёта геологические или извлекаемые ресурсы. Оба варианта имеют как преимущества, так и недостатки. Если моделируются геологические ресурсы, то при их суммировании по нескольким подсчётным объектам невозможно учесть, что разные пласты могут характеризоваться совершенно различной величиной коэффициента извлечения (нефти, конденсата), что крайне затрудняет последующий переход к суммарным извлекаемым ресурсам. С другой стороны, оценка непосредственно извлекаемых ресурсов – то есть включение коэффициента извлечения в список моделируемых подсчётных параметров – требует априорного задания диапазона изменения данного параметра. При этом коэффициент извлечения (особенно для нефти) не определяется напрямую геолого-физическими свойствами пласта и флюида, а зависит также от выбранной системы разработки, от активности поддержания пластового давления со стороны подошвенных или законтурных вод, наконец, как отмечено в [10], от размера залежи.

В [41] указана возможность учитывать перечисленные выше неопределённости, связанные с разработкой, с помощью дополнительных дискретных переменных. Такой подход способен обеспечить максимальную гибкость, однако в большинстве практических задач представляется возможным обеспечить необходимую вариативность коэффициента извлечения посредством выбора для этого параметра соответствующего вероятностного распределения. В любом случае, представляется целесообразным моделировать методом МК именно извлекаемые ресурсы, так как в противном случае проблема смешения вкладов различных пластов при суммировании – без учёта различий коэффициентов извлечения – является значительно более серьёзной проблемой. (Незначительное же упрощение *формы* вероятностного распределения коэффициента извлечения не способно оказать существенного влияния на результирующее распределение ресурсов, поскольку сохраняется возможность выбрать свой диапазон изменения данного параметра для каждого пласта.)

Базовые соображения по прогнозированию коэффициентов извлечения нефти, газа и конденсата изложены в [104].

Третье решение, которое необходимо принять на подготовительном этапе, касается моделирования эффективной нефте- или газонасыщенной толщины. Основной вариант очевиден: моделировать данный параметр, задавая непосредственно для него вероятностное распределение. Но иногда искомую величину представляют как произведение общей толщины пласта на коэффициент песчаности (что даёт эффективную толщину) и на геометрический коэффициент, учитывающий краевые зоны залежи. В случае, если общая толщина пласта превышает амплитуду поднятия структуры, последняя используется в качестве максимальной общей толщины. В наиболее общем случае эффективная нефтегазонасыщенная толщина может быть представлена как произведение четырёх параметров: общая толщина либо амплитуда поднятия, коэффициент песчаности, доля заполненности структуры, поправочный геометрический коэффициент (перечень этих параметров приводится, например, в [46]). Соответственно, толщина залежи может моделироваться как произведение вероятностных распределений перечисленных вспомогательных параметров.

Наконец, **четвёртое** необходимое решение подготовительного этапа – должны ли все подсчётные параметры моделироваться отдельными вероятностными распределениями или некоторые из них можно заложить в расчёт в виде констант; кроме того, возможно объединение нескольких параметров в единый параметр-произведение (в данном случае имеются в виду уже не варианты моделирования толщины, рассмотренные на предыдущем, этапе, а более крупное объединение). Дело в том, что разные подсчётные параметры характеризуются существенно различной мерой неопределённости. В зависимости от конкретных условий, данный контраст может быть более или менее выраженным, однако относительная иерархия неопределённости обусловлена различием физически возможных диапазонов варьирования каждого из подсчётных параметров.

В наиболее широком диапазоне способна изменяться площадь залежи, вследствие чего неопределённость, связанная с этим подсчётным параметром, даёт наибольший вклад в интегральную неопределённость ресурсов¹². Размах неопределённости данного параметра легко может достигать двух порядков, что иллюстрирует следующий пример. Пусть по данным СРР выявлена структура с площадью порядка 100 км^2 , эта величина становится ориентиром при задании верхнего предела вероятностного распределения. В то же время, необходимо учитывать, что в реальности к этой крупной структуре может быть приурочена залежь произвольно малых размеров, с площадью порядка 1 км^2 или даже менее. Причиной этого может быть неполное заполнение ловушки, наличие выклинивания или литологического замещения коллектора, наличие экранирующего разлома или сочетание перечисленных факторов. Такое положение дел отмечено П. Роузом: «Геологоразведчики могут идентифицировать аномалии (называемые “перспективными ловушками”), которые характеризуются повышенной вероятностью того, что в них содержатся скопления нефти и газа. Они могут с некоторой долей уверенности также отличать ловушки, достаточно крупные для того, чтобы в них могли находиться большие запасы углеводородов, от ловушек, которые не могут содержать большие запасы. Но геологоразведчики, как правило, не могут идентифицировать большие, но в значительной степени недозаполненные ловушки, содержащие небольшие запасы» [46].

Эффективная нефтегазонасыщенная толщина в общем случае значительно менее изменчива, чем площадь: лишь в отдельных случаях размах неопределённости достигает одного порядка, никогда – двух¹³. Остальные же подсчётные параметры: коэффициенты пористости, нефтегазонасыщенности, извлечения нефти, а тем более объёмный коэффициент и плотности нефти –

¹² При вероятностной оценке запасов уже разбуренных залежей соотношение неопределённостей может быть иным, но в диссертации рассматривается именно оценка ресурсов.

¹³ Уточним: толщина залежи *может* составлять как 1 м, так и сотни метров, однако эти крайние случаи соответствуют принципиально различным геологическим обстановкам, поэтому на практике они никогда не формируют альтернативу друг другу.

варьируются в относительно узких пределах. В связи с этим можно отметить, что иногда для моделирования МК используют всего лишь три параметра: площадь, толщину и *удельную плотность извлекаемых запасов*, которая имеет следующую размерность: *извлекаемые запасы / объём нефтегазонасыщенных пород*. Данный подход применяется, например, в [31], [22], [46].

Отметим важный момент. Максимальный диапазон значений коэффициента пористости тоже довольно широк: от первых процентов – или даже долей процента в трещиноватых коллекторах – до 30% и выше. Однако здесь важно учитывать два принципиальных момента. Прежде всего, в большинстве случаев оценка проводится для конкретного набора пластов, потенциально являющихся продуктивными. Следовательно, для моделируемого объекта, как правило, известен тип коллектора – терригенный или карбонатный, имеется общее представление о значениях возможных значений пористости в этих пластах. Кроме того, в методе МК моделируются не локальные значения, наблюдаемые по керну, а *среднее* значение по залежи, это дополнительно сужает диапазон неопределённости. Последнее соображение относится также к остальным подсчётным параметрам (кроме, опять же, площади) и будет подробнее рассмотрено в разделе 2.3.

Подытоживая, можно согласиться, что практикуемое иногда исключение слабо варьируемых параметров (например, плотность и объёмный коэффициент нефти) из процесса моделирования МК, а тем более объединение их в единый обобщённый параметр – не лишено основания, поскольку в общем случае неопределённость площади и толщины залежи значительно перекрывает неопределённость всех остальных параметров. С другой стороны, сокращение количества моделируемых параметров было актуальным в эпоху ограниченных вычислительных мощностей, когда этот приём позволял значительно ускорить расчёты. В настоящее время нет никаких препятствий для проведения полного цикла вероятностного моделирования по всем подсчётным параметрам. Даже если это не приводит к значительному повышению точности, такой подход является, как минимум, более наглядным, но также и лучше контролируемым по сравнению

с использованием обобщённого параметра – удельной плотности извлекаемых запасов.

Выбор типа вероятностного распределения

С формальной точки зрения, не существует каких-либо ограничений в использовании произвольного типа распределения для того или иного подсчётного параметра. Большинство пакетов моделирования предлагают пользователю для каждого параметра свободный выбор между нормальным, логнормальным, треугольным, бета-, равномерным, и иногда другими типами распределений, число которых может достигать тридцати¹⁴.

В [16] имеется важное рассуждение о выборе типа распределения. Согласно наблюдению авторов, специалисты, как правило, отдают предпочтение нормальному и логнормальному распределениям. Первому – в тех случаях, когда предполагается, что моделируемый параметр имеет симметричный характер распределения. Второму – когда предполагаемое распределение параметра должно иметь асимметричную форму, с вытянутым хвостом в области высоких значений. Тем не менее, уточняют авторы, в каждом конкретном случае остаётся неизвестным, какая модель в действительности лучше всего отражает реальное распределение геологических параметров, и эти два типа распределений выбираются в первую очередь для удобства и совместимости с общепринятым подходом. Кроме того, как справедливо отмечено в [15], результат моделирования в значительно большей степени определяется средним арифметическим и стандартным отклонением каждого из перемножаемых распределений подсчётных параметров, чем конкретной формой (типом) каждого из этих распределений.

Тем не менее, существует достаточно убедительный довод в пользу использования нормальных распределений для большинства подсчётных параметров – по крайней мере, в тех случаях, когда отсутствуют прямые данные, диктующие иной характер распределения. Этот довод приведён в [33], [41] и

¹⁴ Удобный справочник вероятностных распределений приведён на сайте «Современные риск-системы» [104].

заключается в следующем. Согласно центральной предельной теореме¹⁵, «сумма достаточно большого количества слабо зависимых случайных величин, имеющих примерно одинаковые масштабы (ни одно из слагаемых не доминирует, не вносит в сумму определяющего вклада), имеет распределение, близкое к нормальному» [94]. Между тем, залежь углеводородов можно представить как совокупность произвольно большого количества её условных частей, в пределах каждой из которых такие параметры, как коэффициенты пористости и насыщенности могут принимать значения в широком диапазоне. Поэтому распределение каждого из этих параметров, призванное охарактеризовать залежь в целом, может быть представлено как сумма (точнее, среднее арифметическое) произвольно большого количества отдельных распределений. Согласно центральной предельной теореме, наиболее логичным выбором для этих параметров является нормальное распределение.

В [33] и [41] указывается, что аналогичная логика применима к эффективной нефте- или газонасыщенной толщине и к коэффициенту извлечения: эти параметры также можно условно представить как среднюю величину по отдельным частям залежи (толщину, кроме того, как среднее по значениям в скважинах). При этом для коэффициента извлечения делается уже упоминавшаяся в предыдущем разделе оговорка о возможной зависимости от режима разработки, которую можно смоделировать посредством вспомогательных дискретных переменных.

Иная точка зрения на толщину залежи высказана в [16]: «Известно, что площади месторождений характеризуются очень вытянутым распределением, и считается, что распределение толщин также характеризуется очень вытянутой формой.» Отметим, что различие в формулировке: «известно» и «считается»¹⁶ – демонстрирует неодинаковую степень уверенности или по крайней мере очевидности для этих двух параметров. Тем не менее, в указанной монографии как площадь, так и толщина моделировались с помощью усечённых

¹⁵ Эта теорема уже упоминалась в разделе 1.5.

¹⁶ В оригинале: «are known» и «is thought to be highly skewed as well» [17].

логнормальных распределений. Более определённо эта же мысль сформулирована П. Роузом: «Функция распределения оценки средней эффективной толщины также подчиняется логнормальному закону, но обычно имеет меньшую дисперсию, чем функция распределения площади» [46]. В [9] указывается, что площадь, эффективная нефтегазонасыщенная толщина и удельная плотность извлекаемых запасов (величина, объединяющая все остальные подсчётные параметры) обычно соответствуют логнормальному распределению.

Как ни странно, ни в одной из публикаций не приводится следующее логическое рассуждение: поскольку эффективная нефтегазонасыщенная толщина представляет собой, по сути, произведение нескольких параметров (они были перечислены в предыдущем разделе), то, в соответствии с центральной предельной теоремой, распределение этого подсчётного параметра должно тяготеть к логнормальному типу распределения. Либо, как минимум, быть асимметричным, вытянутым в области высоких значений. Данное рассуждение основано на физическом смысле обсуждаемого параметра и остаётся в силе вне зависимости от того, моделируется ли он непосредственно или как произведение вероятностных распределений его составных элементов.

Однако и здесь находится неожиданный контраргумент. Если мысленно разделить площадь залежи на фрагменты, то средняя толщина каждого из них может быть представлена в виде произведения вспомогательных параметров, в соответствии с изложенным выше. Однако средняя толщина всей залежи в этом случае окажется средним значением по всем фрагментам, и, следовательно, теперь центральная предельная теорема укажет, что вероятностное распределение эффективной нефте- или газонасыщенной толщины должно тяготеть к нормальному распределению.

Подытоживая, можно отметить, что использование логнормального распределения для моделирования толщины выглядит всё же более логичным, особенно в тех случаях, когда максимальное значение предполагается достаточно большим – составляет десятки метров. Однако применение нормального распределения также представляется допустимым.

Для площади залежи как в указанных выше, так и в других публикациях рекомендуется использовать логнормальное распределение. Тем не менее, здесь есть свои нюансы, поэтому вопросы, связанные с моделированием данного параметра, будут рассмотрены отдельно, в разделе 2.4.

Существенным недостатком нормального и логнормального распределений является то, что оба они определены на бесконечной оси. Вследствие этого непосредственное использование этих двух типов распределений для моделирования подсчётных параметров сопряжено с включением в расчёт – пусть с низкой вероятностью – нефизичных значений: аномально высоких или аномально малых, включая отрицательные. Если на последующих этапах оценки – при расчёте добычи, параметров поверхностного обустройства и экономики – не планируется оперировать всеми реализациями метода МК¹⁷, то эти аномальные значения нигде не будут использоваться напрямую. Однако и в этом случае их присутствие в расчёте нежелательно, так как *все* реализации МК участвуют в вычислении математического ожидания для величины ресурсов и, следовательно, наличие аномальных значений делает оценку этой величины смещённой.

Этот недостаток отмечен в [16], [46], [15] и ряде других публикаций. Например, автор [59] считает, что оценка будет «запутанной» (“obfuscated”) в том случае, если используется распределение, в котором не задаётся в явном виде минимальное значение. На этом основании автор рекомендует к использованию треугольное и малораспространённое логтреугольное распределения.

Для преодоления указанной проблемы нормального и логнормального распределений в [46] предложено использовать их усечённые варианты, отсекая по одному проценту от нижнего и верхнего хвостов. В результате в расчёт допускаются лишь значения в диапазоне между процентилями P_{01} и P_{99} , значения же вне указанного диапазона трактуются как невозможные. Данный подход позволяет исключить нежелательные значения, задавая диапазон изменения каждого параметра в явном виде: значение P_{01} превращается в условный минимум, а P_{99} – в условный максимум.

¹⁷ Подробнее об этом – в Главе 3.

В [15] предлагается усекать нормальные и логнормальные распределения не по конкретным процентилям, а по произвольным граничным значениям, в роли которых могут выступать ноль, единица (для таких дробных параметров, как коэффициент песчаности, коэффициент нефтенасыщенности), а также граничное значение пористости. При этом оговаривается, что если усечение «значительно искажает» форму распределения, то может оказаться предпочтительным сменить тип распределения.

Нестандартный подход описан в [11]: «чтобы не засорять результаты расчёта нереалистично большими» значениями, относящимися к хвосту логнормального распределения, автор предлагает усекать эти распределения по значению, в 5 раз большему, чем мода распределения.

Наиболее распространённой альтернативой для нормального и логнормального распределений являются треугольные распределения. Нередко они используются для моделирования всех подсчётных параметров, так как они обеспечивают возможность задать как произвольное симметричное распределение (упрощённый аналог нормального), так и распределение с вытянутым «хвостом» в области высоких значений (упрощённый аналог логнормального), но также и распределение, вытянутое в области малых значений. Их важным преимуществом является определённость на конкретном интервале значений.

В некоторых публикациях отмечается искусственность данного типа распределений, их отсутствие «в природе». Однако, как справедливо отмечено в [41], даже если все подсчётные параметры моделируются с помощью треугольных распределений, результирующее распределение ресурсов будет иметь логнормальный вид (центральная предельная теорема); имеет ли смысл тратить дополнительные усилия на «более правдоподобный» вид входных распределений, если это практически не сказывается на результате расчёта?

В [56] указан более существенный недостаток треугольных распределений: систематическое завышение (а точнее, недостаточно интенсивное снижение) вероятности в области высоких значений у параметров, распределение которых

должно характеризоваться значительной асимметрией. Например, для площади. С учётом этого, следует упомянуть бета-распределение, которое объединяет в себе достоинства как треугольного – заданность на конкретном интервале, так и логнормального распределения – более выраженное снижение вероятности в области высоких значений.

В заключение стоит ещё раз отметить, что результат моделирования в значительно большей степени определяется не типами входных распределений, использованных для моделирования подсчётных параметров, а конкретными численными значениями каждого из них – средним арифметическим и стандартным отклонением. Задание количественных параметров распределений рассмотрено в следующем подразделе.

Задание количественных параметров распределения

После того, как для моделируемого параметра выбран тип распределения, необходимо задать его численные параметры. Большинство распределений являются двухпараметрическими, при этом задать пару параметров можно различными способами: указать мат. ожидание и стандартное отклонение, или вместо мат. ожидания – медиану (перцентиль P_{50}), или же значения двух перцентилей – P_{01} и P_{99} , или P_{10} и P_{90} , или любых двух других. Из трёхпараметрических распределений самым употребительным является треугольное, для него обычно указываются вершины треугольника: минимум, максимум и мода (хотя теоретически здесь также допустимы варианты).

В [16] отмечена следующая закономерность: как правило, геологи дают для большинства геологических переменных системную и правдоподобную оценку среднего или «наиболее типичного» значения, однако значительно менее адекватную оценку возможных экстремальных значений. Автор указывает, что, согласно исследованиям психологов, люди склонны значительно недооценивать реальный масштаб явлений, характеризующихся редкой встречаемостью, в частности, относящихся к протяжённым хвостам вероятностных распределений.

Аналогичная точка зрения изложена в [46], в первую очередь

применительно к нижним пределам интервалов подсчётных параметров¹⁸: «Служащие больших компаний, кто не имел длительного опыта работы в старых нефтегазодобывающих районах на суше, просто не знают, какие мелкие месторождения могут присутствовать в данном бассейне или тренде. Поэтому они не могут задать достаточно малых значений для нижних P90% оценок площади, эффективной толщины и удельной плотности извлекаемых запасов УВ ловушки. В связи с этим полученные P99% значения запасов будут слишком велики. В результате отношение P10% / P90% значений запасов для таких ловушек будут очень маленькими (что характерно для эксплуатационных и разведочных, но не поисковых скважин). Есть два полезных примера, которые помогут отразить реальность: (1) наиболее распространенный размер месторождения в пермской зоне нефтегазонакопления восточного Техаса составляет 10000-20000 баррелей; (2) величина запасов, соответствующая P99% для месторождения в старых нефтегазодобывающих районах, составляет 1000-10000 баррелей. Поэтому при рассмотрении каждой ловушки следует задавать себе вопрос: “Может ли эта ловушка оказаться заурядным небольшим месторождением, для разработки которого достаточно одной скважины?”. В большинстве случаев честный ответ должен быть “да”. P99% значение запасов должно это отражать» [46].

Приведённая цитата предостерегает от использования чрезмерно оптимистичных (завышенных) минимальных¹⁹ значений в распределениях подсчётных параметров, в первую очередь площади и толщины. Однако ошибочной является и другая крайность – использование минимумов, равных или неоправданно близких к нулю. Дело в том, что в этом случае происходит размывание границы между наличием и отсутствием залежи. В [59] это проиллюстрировано следующим примером: отвечая на вопрос, «какова вероятность, что толщина коллектора окажется не менее нуля», придётся признать, что данная вероятность равна единице, в результате столь ценная для

¹⁸ Цитируемый автор придерживается определения квантилей по принципу «не меньше чем», так что процентиля P₉₉ и P₉₀ соответствуют малым значениям, P₀₁ и P₁₀ – большим.

¹⁹ Или «условных» минимумов, если речь идёт об усечённых распределениях.

анализа дифференциация – между геологическим успехом и неуспехом – просто исчезает. Отсюда следует важный вывод: нижние пределы подсчётных параметров должны быть согласованы с подходом, используемым для определения геологических факторов.

В [43] соответствующая рекомендация сформулирована следующим образом: «включить в определение факторов геологического успеха понятие минимальной размерности, минимальных значений подсчётных параметров». В соответствии с этим, П. Роуз дополняет фактор наличия коллектора соответствующими количественными уточнениями: «Какова вероятность, что в наличии имеется порода-коллектор, характеризующаяся достаточной пористостью и проницаемостью, чтобы быть продуктивной, а также некоторыми минимальными значениями толщины и латеральной протяжённости, достаточными для того, чтобы содержать различимое (т.е. измеримое) количество подвижных углеводородов, обеспечить их приток и/или быть достаточно привлекательной в глазах разумного оператора (действующего на суше, в своей стране) для принятия им решения о заканчивании скважины»²⁰. Для структурного фактора П. Роуз также уточняет, что он должен обеспечивать не только наличие замкнутого контура, но и «достаточный» объём. Для фактора миграции – что в поровом пространстве должно быть обеспечено не просто наличие углеводородов, но что коэффициент нефтегазонасыщенности должен составлять «хотя бы 50%».

Как указано выше, П. Роуз стремится соотнести минимальный размер залежи с получением притока при испытании скважины. Он поясняет, что такое соответствие имеет своё преимущество, обеспечивая сопоставимость между, с одной стороны, геологическими оценками вероятности успеха и, с другой стороны, критериями отнесения поисково-разведочных скважин к классу

²⁰ «What is the probability (= confidence) that reservoir rock is present of sufficient porosity and permeability to be productive and in some minimal thickness and extent sufficient to contain detectable (i.e., measurable) quantities of mobile hydrocarbons, to sustain a hydrocarbon flow, or to tempt a prudent onshore domestic operator to attempt a completion?» [44].

успешных, используемыми Комиссией статистики бурения AAPG²¹ [43].

Разумеется, это определённая условность. Как справедливо отмечено в [59], не существует никакой устойчивой корреляции между дебитом скважины и размером месторождения. Сам Д. Уайт, впрочем, также считает необходимым ввести понятие минимального размера месторождения – в качестве «связующего звена между этапом оценки рисков и количественной оценкой запасов» [59]. Д. Уайт указывает, что этот минимальный размер должен определяться на основе экономической оценки и может варьироваться не только в разных регионах, но и в различных поисковых объектах в пределах одного региона.

Можно заключить, что конкретный способ определения объёмных параметров минимальной залежи не имеет принципиального значения, так как само понятие «минимальной залежи» является в значительной степени условным. Дело в том, что отмеченное Д. Уайтом отсутствие прямой зависимости между размером залежи и её продуктивностью затрудняет использование в том числе и рекомендованного им экономического критерия выделения минимальных рентабельных запасов: для произвольно больших запасов существует определённое значение продуктивности пласта, ниже которого эти запасы оказываются нерентабельными (при фиксированных прочих параметрах). Кроме того, малая по запасам залежь, нерентабельная в качестве отдельного объекта разработки, может оказаться рентабельной в сочетании с другими залежами многопластового месторождения – следовательно, искомая минимальная величина в общем случае зависит в том числе от результата оценки.

Вместе с тем, не вызывает сомнений сама необходимость использования отличных от нуля минимальных значений подсчётных параметров, соотносимых с некоторой «минимальной залежью» – пусть и условной. Также очевидно, что в различных условиях целесообразно использовать разные наборы этих минимальных значений, ориентируясь на меньший размер «минимальной залежи» в регионах с низкой себестоимостью добычи – и наоборот. Сам же критерий, по которому принимаются параметры минимальной залежи и, соответственно,

²¹ Американская ассоциация геологов-нефтяников.

задаются нижние пределы для подсчётных параметров (прежде всего, площади и толщины), можно оставить на усмотрение эксперта, непосредственно выполняющего вероятностную оценку.

Теперь, рассмотрев отдельно необходимость задавать нижние пределы изменения подсчётных параметров достаточно низкими – чтобы предусмотреть в том числе максимально пессимистичные варианты, но при этом не чрезмерно низкими – чтобы сохранить смысловое наполнение для понятия геологического успеха, – необходимо вернуться к более общей проблеме – общей для многих геологов тенденции недооценивать возможный разброс значений. Данная проблема отмечена в [46], [15], [13] и ряде других публикаций, она касается как уже рассмотренной переоценки нижних пределов, так и возможной недооценки верхних пределов распределений.

Представляется логичным придерживаться следующего обобщённого правила: чем меньше информации имеется, тем шире неопределённость и, следовательно, тем выше должно быть значение стандартного отклонения в вероятностном распределении соответствующего параметра. Наряду со стандартным отклонением, в качестве меры разброса того или иного распределения удобно использовать отношение процентилей P_{90}/P_{10} , рекомендованное в [39]. В этой публикации также предложен удобный метод определения оптимального отношения этих двух параметров – как для распределений ресурсов, так и для отдельных подсчётных параметров – на основе ретроспективного сопоставления выполненных в своё время оценок с результатами проведённых ГРР.

Существует ещё один принципиальный момент, который необходимо учитывать при задании параметров вероятностных распределений и который в определённой мере противоположен рассмотренным выше. Оценивая ресурсы того или иного поискового объекта, геолог моделирует *средние* значения его параметров – те значения, которые могли бы войти в таблицы подсчёта запасов. Это означает, что каждое вероятностное распределение призвано отразить лишь ту неопределённость, которая связана с возможным средним значением

соответствующего параметра, – а вовсе не всю неопределённость возможных значений этого параметра, определяемую физически возможным диапазоном его изменения.

Данный аспект пояснён в [15] на примере коэффициента пористости: «Распределение значений пористости по данным керна или ГИС существенно отличается от распределения среднего значения коэффициента пористости в пласте. Поэтому использование распределений, построенных непосредственно по исходным скважинным данным, является ошибочным». На рисунке 2.6 показана разница между распределением значений коэффициента открытой пористости по результатам лабораторного анализа образцов керна – и распределением среднего значения по пласту, которое необходимо воспроизвести.

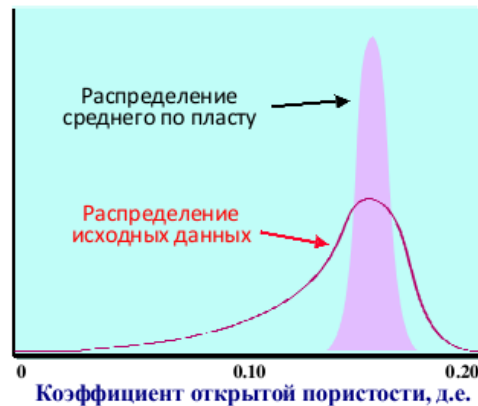


Рисунок 2.6. Два распределения коэффициента пористости: по образцам керна и в среднем по пласту (воспроизведено по [15]).

Кроме указанной публикации [15], принципиальная разница между полным диапазоном варьирования значений параметра в пласте, с одной стороны, и диапазоном варьирования его среднего значения, с другой, обоснована в [33], [35], [41].

Подытоживая, можно отметить следующее. При формировании вероятностных распределений подсчётных параметров необходимо, прежде всего, определиться со средним значением, которое оказывает определяющее влияние на результат оценки. Следующим по важности является разброс значений вокруг среднего, в качестве меры которого можно использовать как стандартное отклонение, так и отношение процентилей P_{90}/P_{10} . Разброс распределения должен

быть соразмерен имеющейся неопределённости в отношении соответствующего параметра. Конкретный тип используемого распределения имеет, таким образом, отнюдь не первостепенную важность, однако если имеются основания считать распределение асимметричным, это должно быть реализовано – посредством логнормального, бета-, треугольного или иного распределения.

Применение усечений к распределениям, определённым на бесконечной оси (нормальному и логнормальному), является желательным, хотя и не строго необходимым (по крайней мере, если для дальнейших расчётов используется дискретизация непрерывного распределения ресурсов, что рассматривается в Главе 3). В остальном можно руководствоваться замечаниями, сделанными выше, в подразделах *«Выбор набора подсчётных параметров для моделирования»* и *«Выбор типа вероятностного распределения»*. В заключение уместно процитировать полезное замечание из [8]: «Как правило, не существует «истинного» вероятностного распределения для той или иной переменной: мы используем вероятности, чтобы количественно охарактеризовать *наши представления* о том, каким будет реальный исход». И далее: «Эти представления основаны на нашем общем знании ситуации и могут как включать, так и не включать данные конкретных измерений» [8].

2.4. Выбор вероятностного распределения для площади залежи

Отличие площади от других параметров

Существуют две причины, по которым моделирование площади рассматривается в отдельном разделе. Первая из них была отмечена в разделе 2.3: данный параметр варьируется в наиболее широком диапазоне, вследствие чего связанная с ним неопределённость даёт наибольший вклад в интегральную неопределённость ресурсов.

Вторая причина, определяющая особый статус площади по сравнению с остальными подсчётными параметрами, – отсутствие прямой связи между возможными значениями площади залежи и значениями, наблюдаемыми на соседних месторождениях или в соседних скважинах. Это намного более

существенное отличие, чем широкая вариативность значений. При задании вероятностных распределений остальных подсчётных параметров имеется возможность опереться на данные соседних месторождений или хотя бы на данные удалённых месторождений-аналогов, беря за основу гистограмму по выборке значений соответствующего параметра. В случае же площади, как правило, имеется некоторая первоначальная оценка площади замкнутого контура потенциальной ловушки, построенного по сейсмическим данным. Получается, что необходимо построить вероятностное распределение, опираясь лишь на одно значение, что представляет собой нетривиальную задачу.

Известно, что если рассмотреть произвольный осадочный бассейн или нефтегазоносную провинцию, то окажется, что как запасы, так и площади нефтегазоносности месторождений, открытых в пределах этой территории, характеризуются приблизительно логнормальным распределением. В качестве примера на рисунке 2.7 приведено распределение площадей по 820 нефтяным залежам Республики Башкирия²², а также распределение логарифмов этих площадей. Последнее имеет симметричный вид, близкий к нормальному распределению, что и указывает на логнормальный характер распределения самих площадей (см. раздел 1.5).

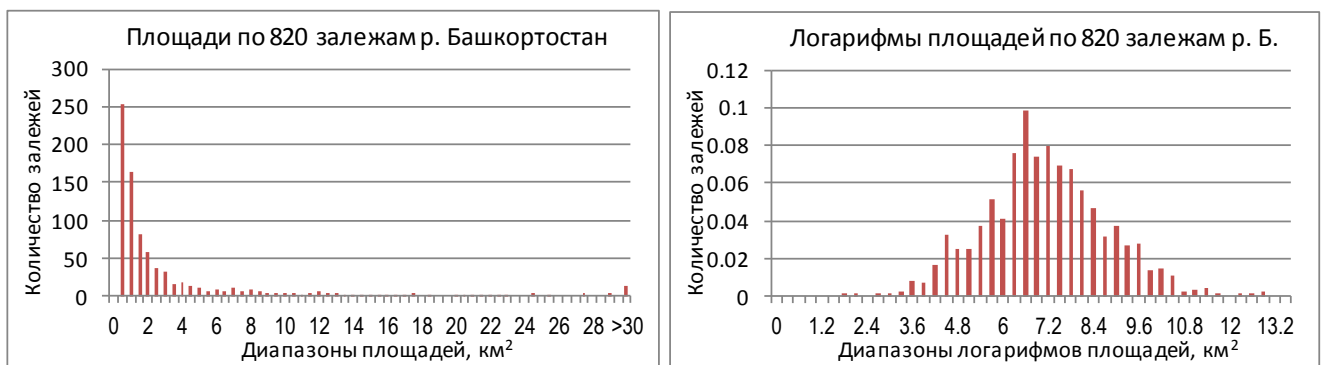


Рисунок 2.7. Распределение площадей залежей на нормальной и логнормальной шкалах

В своё время в научной литературе состоялась дискуссия о том, насколько универсальна данная закономерность (логнормальный характер распределений запасов и площадей) и насколько представительной в общем случае является

²² Источник – данные компании ОАО АНК «Башнефть».

выборка уже открытых месторождений, если наиболее крупные месторождения, как правило, открывают на ранних этапах изучения бассейна, а часть самых мелких оказывается отнесённой к непромышленным запасам и не попадает в статистику. В [21] выполнен хороший критический обзор литературы по этой проблематике – применительно к вопросу использования логнормального распределения запасов в качестве модели для прогнозирования ещё не открытых интегральных ресурсов бассейна или провинции. Отметим, что в одной из своих последующих работ автор использует логнормальное распределение и для моделирования подсчётных параметров, причём как для площади, так и для толщины [22].

Два контекста вероятностного моделирования площади

Из предыдущего раздела можно сделать вывод, что в целом наблюдается единство между имеющейся статистикой: площади открытых месторождений распределены логнормально – и общепринятой практикой: для моделирования площади используется логнормальное распределение. Однако необходимо учесть принципиальное различие между моделированием подсчётных параметров для двух типов структур:

1) предполагаемые структуры – наличие которых на оцениваемой площади представляется возможным, но которые не были зафиксированы прямыми методами;

2) структуры, выявленные по данным СРР.

В первом случае представляется вполне логичным построить распределение на базе имеющейся статистики – по соседним месторождениям или в целом по региону. Таким образом, использование логнормального распределения в этом случае является вполне естественным.

Проблемы возникают при рассмотрении второго случая. Логнормальное распределение на качественном уровне означает, что имеется высокая вероятность встретить малое значение параметра, умеренная вероятность встретить значение из среднего диапазона и совсем низкая вероятность – для высоких значений параметра. Если первого приближения нет, то моделирование

производится как бы вслепую, и данная закономерность должна соблюдаться. Если же оцениваемая структура выявлена по данным сейсморазведки, то, следовательно, имеется некоторое первое приближение её площади.

Достоверность этой первоначальной оценки может быть различной, в том числе весьма низкой, кроме того, сама оценка относится только к площади структурного замыкания, в то время как целевым параметром является площадь залежи, которая может быть меньше. Тем не менее, само наличие этого первого приближения имеет принципиальное значение. Предположим, моделируются параметры крупной структуры, выявленной по результатам интерпретации СРР. Существенно ли в этом случае, что вероятность встретить в данном регионе крупную структуру – мала, а преобладают мелкие и средние? По-видимому, нет, ведь по факту анализируется уже конкретная крупная структура – и теперь ключевыми вопросами являются достоверность имеющихся сейсмических построений, а также возможная степень заполнения данной структуры нефтью или газом. Соответственно, именно эта часть общей неопределённости и должна получить воплощение в вероятностном моделировании. Неопределённость же, связанная с вероятностью нахождения на оцениваемом лицензионном участке крупной или мелкой структуры, до известной степени уже устранена благодаря проведённым СРР.

Разложение неопределённости на составляющие

Представим площадь залежи как произведение двух параметров: 1) площадь структурного замыкания; 2) отношение площади залежи к площади замыкания. Данный подход не предлагается к практическому применению, а призван лишь улучшить понимание того, какими факторами обусловлена неопределённость значения площади залежи и, в конечном счёте, какой тип вероятностного распределения наилучшим образом подходит для её моделирования.

Предположим, что имеется структурная ловушка с некоторой площадью замыкания S . Её существование установлено по данным СРР, но в связи с погрешностями измерений, обработки и интерпретации (особенно в случае сейсморазведки 2D) результат определения площади представляет собой

величину $S' = S + \Delta S$, где ΔS – суммарная ошибка (ΔS может быть больше или меньше нуля). Из соображений симметрии можно считать, что вероятность и амплитуда возможной ошибки в большую и в меньшую стороны совпадают. Следовательно, математическое ожидание ошибки ΔS равно нулю, а мат. ожидание той оценки S' , которая будет дана произвольной структуре по данным СРР, должно совпадать с истинным значением её площади. Тогда справедливо и обратное: если площадь замыкания структуры оценена как S' , то её истинная площадь S равна $S' \pm |\Delta S|$, а её мат. ожидание соответствует оценке: $M(S) = S'$.

Далее, следует учесть, что площадь залежи может быть различной в зависимости от степени заполнения ловушки. Вид этой зависимости определяется геометрией ловушки. В предельном случае, если ловушка имеет форму параллелепипеда (или другой призмы) с горизонтальным основанием, данная зависимость отсутствует, а площадь залежи оказывается постоянной. Однако в общем случае увеличение степени заполнения соответствует увеличению площади залежи, вплоть до площади структурного замыкания, которое вполне естественно использовать в качестве максимального значения при задании вероятностного распределения площади. При этом в качестве минимального значения следует рассматривать площадь минимальной по размерам залежи, способной обеспечить приток в скважину (данное положение подробно обосновано в [46], см. также раздел 2.3), что может составлять величину порядка 1 км^2 или даже менее, в зависимости от региона.

Частичное заполнение ловушки нефтью и/или газом может быть связано с удалённостью ловушки от очага генерации (либо от основных путей миграции), с ограниченной удерживающей способностью покрышки, с наличием ложной покрышки [68], или же с поднятием водонефтяного (водогазового) контакта, произошедшим уже после формирования залежи. Последнее может произойти в результате тектонической деформации ловушки, либо в результате позднего погружения пласта, сопровождавшегося повышением гидростатического давления и соответственно уменьшением объёма залежи, особенно значительным при наличии газовой шапки [85], либо – для газовых залежей – из-за снижения

температуры пласта [106].

Если имеется региональная статистика по степени заполнения ловушек, следует учесть её, в противном случае логично считать, что мат. ожидание коэффициента заполнения составляет 0.5 (здесь и далее под коэффициентом заполнения ловушки подразумевается отношение высоты залежи к величине амплитуды поднятия). Для сводовых залежей отношение площади залежи к площади структурного замыкания приблизительно соответствует коэффициенту заполнения ловушки, поэтому в общем случае представляется логичным считать, что мат. ожидание отношения площади залежи к площади структурного замыкания должно соответствовать мат. ожиданию коэффициента заполнения, то есть также составлять порядка 0.5. Из чего, в свою очередь, следует, что вероятностное распределение для площади должно быть симметричным. Следовательно, для моделирования площади можно использовать нормальное распределение, задавая в качестве краевых значений S_{\min} и S_{\max} условную минимальную площадь залежи и площадь замыкания, выявленную по данным СРР²³. Именно такой вывод следует из приведённых рассуждений.

Между тем, в некоторых нефтяных компаниях в качестве краевых значений задаётся эта же пара значений, однако по ним строится не нормальное, а логнормальное распределение. Проиллюстрируем примером, насколько различны результаты применения этих двух подходов. Пусть «сейсмическая» площадь S_{\max} , задаваемая как P_{99} , составляет 50 км^2 , а площадь минимальной условной залежи S_{\min} , задаваемая как P_{01} , – 1 км^2 . Тогда для нормального распределения, построенного по этим двум процентилям, среднее и медианное значение составят 25.5 км^2 , в то время как для логнормального – 10.0 км^2 и 7.1 км^2 соответственно (распределения приведены на рисунке 2.8). Соответственно, в разы будут отличаться и оценки запасов в рамках этих двух подходов к моделированию площади.

²³ Реальное значение мат. ожидания площади окажется несколько выше, чем половина от площади замыкания, но это логично: ненулевой минимальной площади соответствует также и некоторая ненулевая толщина залежи.

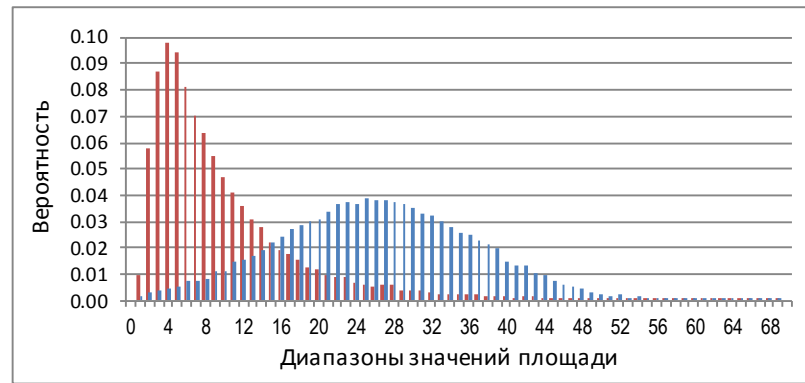


Рисунок 2.8. Нормальное и логнормальное распределения, построенные по одной и той же паре процентилей: $P_{01} = 1 \text{ км}^2$, $P_{99} = 50 \text{ км}^2$.

Следующий пример является практической иллюстрацией к замечанию, сделанному в конце предыдущего раздела. Предположим, в некотором регионе площади нефтегазоносности уже открытых залежей описываются логнормальным распределением $D_{\text{заль}}$, в котором $P_{01} = 1 \text{ км}^2$, $P_{99} = 100 \text{ км}^2$ (синий график на рисунке 2.9). Среднее и медианное значения этого распределения составляют 15.1 и 10.1 км^2 соответственно. Пусть теперь в этом регионе выявлена структура, площадь которой, согласно данным СРР, составляет 40 км^2 . Применяя описанный выше подход к моделированию площади залежи посредством логнормального распределения, получаем вероятностное распределение, в котором $P_{01} = 1 \text{ км}^2$, $P_{99} = 40 \text{ км}^2$ (зелёная гистограмма на рисунке 2.9). Среднее и медианное значения этого распределения составляют 8.3 и 6.3 км^2 соответственно.

Получается парадокс: если бы площадь неизвестной залежи моделировалась при отсутствии данных СРР, опираясь исключительно на статистику по региону, то мат. ожидание составило бы 15.1 км^2 . При наличии же первоначальной оценки в 40 км^2 для площади замкнутой изогибсы, что соответствует *крупной* структуре, применение логнормального распределения даёт для площади залежи мат. ожидание 8.3 км^2 – в два раза меньше!

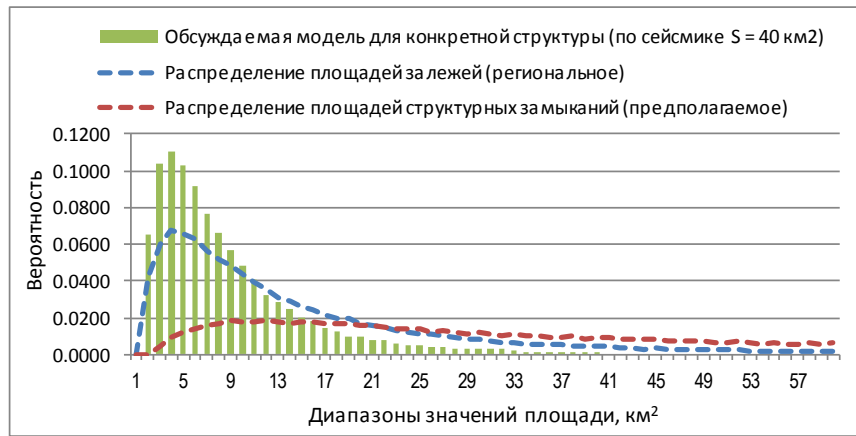


Рисунок 2.9. Распределения, иллюстрирующие занижение оценки при стандартном подходе

Впрочем, необходимо отдельно убедиться, что данную структуру действительно следует считать крупной, ведь на данном этапе имеется только региональное распределение площадей залежей, а не распределение площадей замыкания. Предположим, что отношение площади залежи к площади замыкания структуры ($S_{\text{зал}}/S_{\text{замык}}$) в данном регионе равномерно распределено от 0.05 до 1.0, и построим предполагаемое распределение площадей замыкания $D_{\text{замык}}$, разделив $D_{\text{зал}}$ на это равномерное распределение²⁴ (результат представлен на рисунке 2.9 коричневым графиком). В полученном распределении $D_{\text{замык}}$ медианное значение составляет 22 км², а 40 км² соответствует процентилю P_{33} – т.е. в данном регионе лишь каждая третья структура имеют большую площадь.

Попробуем определить, каким должно быть распределение площадей замыкания, чтобы отмеченное (согласно критикуемому подходу) уменьшение ожидаемой площади залежи с 15.1 до 8.3 оказалось логичным. В первом приближении для этого необходимо, чтобы значение 40 км² было во столько же раз меньше, чем мат. ожидание площади замыкания, т.е. последнее должно составлять $40 \cdot 15.1 / 8.3 = 73$ км². Чтобы распределение $D_{\text{замык}}$ приняло соответствующий вид, необходимо принять, что отношение $S_{\text{зал}}/S_{\text{замык}}$ равномерно распределено на отрезке 0.05 – 0.54 (а не 0.05 – 1.0).

²⁴ 0.05 – разумный минимум, т.к. предполагается существование залежи с некоторой минимальной толщиной. Впрочем, допустимо использовать в качестве этой отсечки и иное значение.

Возможно, для некоторых нефтегазоносных зон столь низкая доля заполнения ловушек является нормой – например, в связи с ухудшенными свойствами покрышек. По данному вопросу не удалось найти достаточно обобщённой статистики, только несколько исследований по отдельным регионам РФ. Так, в [106] указывается, что на месторождениях севера Западной Сибири коэффициент заполнения структур варьируется от 0.52 до 0.9. В [86] приведена статистика по 16 залежам ряда месторождений Ханты-Мансийского АО: структуры со сводовыми пластовыми залежами заполнены на 60-90% их амплитуды, структуры с литологическими типами залежей – на 40-60% амплитуды поднятий. В [110] проанализировано около 200 структурных ловушек Калининградской области и прилегающей акватории Балтийского моря. Установлено, что в данном регионе коэффициент заполнения варьируется от 0.2 до 0.9, а в среднем составляет 0.6. В [130] проанализирована степень заполнения рифовых массивов в Предуральском прогибе нефтью и газом. Установлено, что заполненность ловушек варьируется от 18 до 83%, причем рифы севернее Ишимбая заполнены меньше, чем на 50%, а южнее – больше.

Приведённые рассуждения позволяют сделать следующие промежуточные выводы. При отсутствии фактических данных, указывающих на преимущественно низкий коэффициент заполнения ловушек в оцениваемом регионе, будет корректным использовать несмещённую оценку этого параметра, то есть в качестве его ожидаемого значения рассматривать величину порядка 0.5, а для вероятностного моделирования использовать равномерное распределение на отрезке 0.05 – 1. Соответственно, в этих случаях²⁵ описанный подход к моделированию площади залежи с помощью логнормального распределения приводит к заниженным оценкам площади и, соответственно, ресурсов. Отметим, что нормальное распределение, построенное по той же паре процентилей, даст несмещённую оценку – на уровне 0.5 от оценённой площади замыкания.

Несколько уточнений

Высказанная в предыдущем разделе мысль о равной *вероятности* ошибки в

²⁵ Статистические данные о коэффициенте заполнения структур, как правило, отсутствуют.

большую и меньшую сторону в общем случае справедлива. Однако предположение о симметрии (и равенстве) *амплитуд* возможной ошибки – ошибочно. Чтобы убедиться в этом, достаточно принять во внимание следующее соображение: истинная площадь замыкания может превышать оценочное значение более чем на 100%, в том числе на 200% (в 3 раза) и более. В противоположную же сторону расхождение не способно превысить 100%: площадь не может быть отрицательной величиной. Поэтому вероятностное распределение площади *замыкания* должно быть несимметричным, вытянутым в области высоких значений. При этом значение P_{50} (медиана) этого распределения должно соответствовать сейсмической оценке – это следует из равной вероятности ошибки в большую и меньшую сторону.

Насколько значительной может быть асимметричность вероятностного распределения для площади замыкания? Это зависит от степени достоверности значения, полученного по данным СРР: чем ниже его достоверность, тем значительнее должен быть разброс²⁶ и, соответственно, тем значительнее будет вытянутость хвоста распределения в области высоких значений.

Далее, следует учесть, что уменьшение площади залежи по сравнению с площадью замыкания структуры может быть связано не только с неполным заполнением ловушки, но и с литологическим замещением коллектора либо его выклиниванием. Таким образом, площадь залежи следует представлять как произведение не двух, а трёх параметров: площади замыкания, коэффициента заполнения, площадной доли развития коллектора. На рисунке 2.10 представлен условный пример вероятностного распределения параметра, моделирующего возможное замещение или выклинивание. Данная функция распределения соответствует следующему предположению: с вероятностью 0.5 коллектор развит на всей площади, без зон замещения и выклинивания; с такой же вероятностью имеет место зона замещения/выклинивания, составляющая произвольное

²⁶ Обычно для характеристики разброса используют величину стандартного отклонения, однако для практических целей удобно пользоваться параметром, представляющим собой отношение P_{90}/P_{10} , рекомендованным в [40].

равновероятное значение от 0.0 до 0.5 от площади потенциальной залежи (таким образом, площадь коллектора может варьироваться от 0.5 до 1.0).

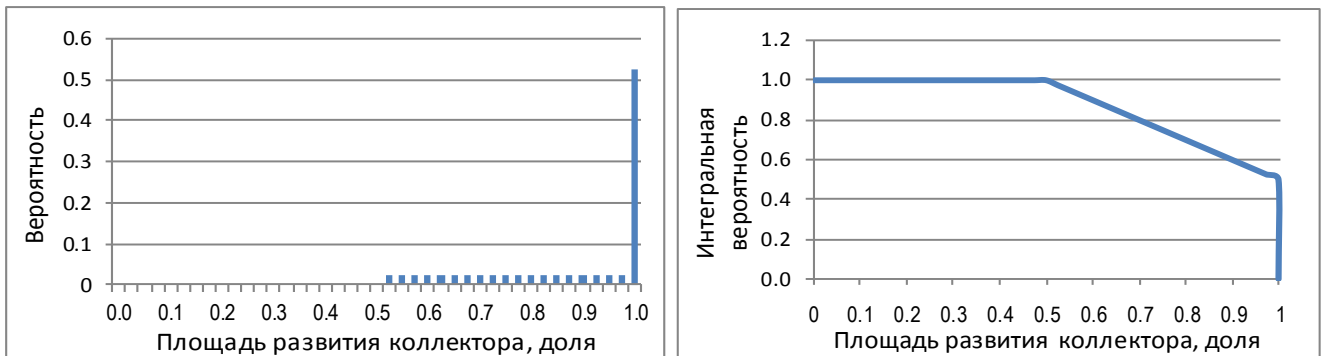


Рисунок 2.10. Распределение для площадного развития коллектора (дифференциальный и интегральный вид)

Рассмотрим ещё один пример. Предположим, что сейсмические построения характеризуются высокой достоверностью и площадь замыкания может быть представлена распределением, изображённым на рисунке 2.11 и характеризующимся относительно малой асимметрией²⁷. Построим распределение площади залежи как произведение распределений трёх составных компонент: площади структуры, коэффициента заполнения (как и в предыдущем примере, равномерное от 0.05 до 1.0) и площадной доли развития коллектора (рисунок 2.10). Результат представлен на рисунке 2.12, на нормальной и логнормальной шкалах.

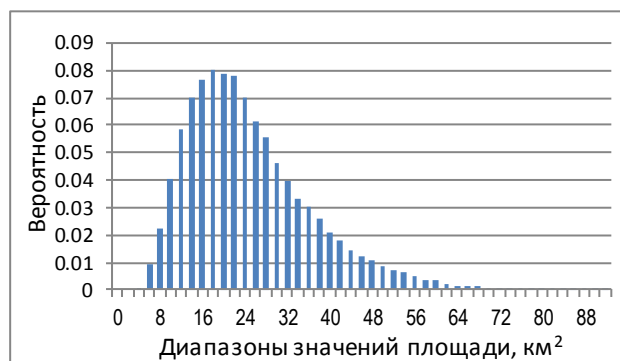


Рисунок 2.11. Распределение для площади замыкания структуры

²⁷ Данное распределение построено как произведение двух идентичных нормальных с $P_{99} = 1.5$ и $P_{01} = 10$. Можно условно рассматривать их как два линейных измерения, перемножение которых даёт площадь, хотя это лишь один из возможных вариантов.

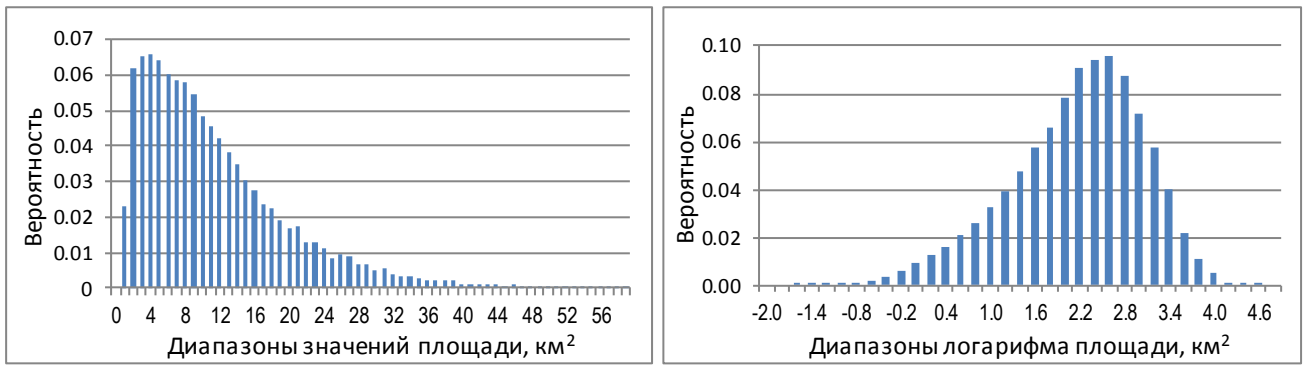


Рисунок 2.12. Распределение площади залежи как произведение трёх компонент

Как видно по гистограммам, полученное распределение не является строго логнормальным (логарифмы распределены не совсем симметрично), но относительно близко к нему. Вообще говоря, полученный результат согласуется с центральной предельной теоремой: сумма распределений по мере роста количества членов суммирования стремится к нормальному распределению, независимо от вида суммируемых распределений; произведение же распределений стремится к распределению логнормальному (см. раздел 1.5). В приведённом примере перемножались, фактически, четыре распределения²⁸. Впрочем, полученный результат может быть аппроксимирован как логнормальным, так и бета-распределением.

Теперь можно сделать два важных вывода. С одной стороны, продемонстрировано, что логнормальное распределение является приемлемым для моделирования площади залежи. Например, оно приблизительно соответствует только что рассмотренному частному случаю, сформированному на основе довольно общих соображений. С другой стороны (и это второй вывод), наилучшая применимость именно логнормального распределения отнюдь не является гарантированной для всех случаев. Так, вполне допустимо использовать бета-распределение, если требуется смоделировать распределение асимметричное, но не настолько вытянутое в область высоких значений, как логнормальное.

²⁸ Коэффициент заполнения, доля коллектора и ещё пара – в площади замыкания, см. предыдущее примечание.

Аналогичное замечание о *необязательности* использования во всех случаях именно логнормальных распределений для площади сформулировано в [33], где также проводится параллель между типом распределения и степенью достоверности сейсмических построений. Развивая эту мысль, можно отметить следующее. Как правило, интерпретаторы данных сейсморазведки выдают лишь одну, наиболее вероятную с их точки зрения оценку площади. При этом очевидно, что в некоторых случаях прямой учёт неопределённостей сейсмических построений может продемонстрировать, что наиболее вероятной является значительная ошибка в какую-то *определённую* сторону: завышения или занижения. Например, возможное наличие разлома, секущего залежь, может оказаться дополнительным фактором резкого уменьшения её площади. Однако возможен и противоположный вариант: не учтённый в базовом варианте, но предполагаемый экранирующий разлом может обеспечивать замыкание структуры по более глубокой изогипсе, в этом случае увеличение площади относительно базового варианта может рассматриваться как более вероятное. Естественно, аналогичные примеры возможны и для простых антиклинальных ловушек.

Таким образом, вполне возможны ситуации, в которых для моделирования площади наиболее адекватным окажется использование распределения с вытянутым хвостом не справа, а слева – в области низких значений, то есть зеркального относительно логнормального.

Предотвращение занижения значений

Осталось рассмотреть последний вопрос: как избежать занижения оценки площади, продемонстрированного в разделе 2.4 на примере логнормального распределения. Если выше сделан вывод, что использование логнормального распределения в общем случае не является ошибочным, то следует ли что-то менять? На самом деле проблема существует, но она связана не с применением логнормального распределения, а с использованием «сейсмического» значения площади замыкания в качестве процентиля P_{99} для площади залежи. Этот подход имеет значительное распространение, что в ряде случаев закономерно приводит к избыточной консервативности соответствующих оценок.

Между тем, существует возможность, что реальная площадь замыкания *намного* превышает значение, принятое по данным сейсмоки (в качестве наиболее вероятного). В этом случае и площадь залежи – даже с учётом частичного заполнения ловушки и частичного замещения коллектора – может превысить данное значение, причём вероятность такого события может превышать 1%, который соответствует процентилю P_{99} . Таким образом, принципиально важно корректно оценить вероятность того, что реальная площадь залежи превысит оценочное значение площади замыкания, и присвоить данному значению соответствующий процентиль при формировании вероятностного распределения.

Для этого можно использовать следующий подход. В качестве минимального значения площади закрепляется площадь минимальной по размерам залежи, способной обеспечить приток, это значение используется в качестве P_{99} (как указывалось выше, такое задание P_{99} убедительно обосновано в [46]). Затем «сейсмическому» значению, исходя из степени достоверности сейсмических данных, а также с учётом общей неопределённости геологического строения оцениваемой залежи, присваивается некоторый процентиль. В качестве значения по умолчанию можно использовать, например, процентиль P_{90} – предполагая, таким образом, что вероятность превышения данного значения площади составляет 10%. Затем по этой паре значений построить вероятностное распределение (логнормальное или иное), и определить, каким получается значение процентиля P_{99} . Это значение следует использовать для контроля: если оно оказывается чрезмерно большим для данных геологических условий, следует повторить процедуру, присвоив «сейсмическому» значению площади более «жёсткий» процентиль (например, P_{95} вместо P_{90}). Возможен и другой вариант: оставить пару процентилей P_{01} и P_{90} , но сменить тип распределения.

Описанный подход может показаться недостаточно формализованным, так как требует экспертной оценки допустимости получающегося максимума (P_{99}). Однако он представляется достаточно корректным, поскольку представляет собой, по сути, экспертное присваивание вероятности некоторому событию – превышению определённого значения площади. При этом сопутствующая

проверка значения P_{01} является своеобразным предохранителем, помогающим избежать моделирования нереалистичных значений (разница между значениями P_{90} и P_{99} в логнормальном распределении может оказаться «неожиданно большой»).

Вывод по моделированию площади

Выше продемонстрировано, что нередко применяемый подход к вероятностному моделированию площади, в рамках которого площадь минимальной возможной залежи и площадь замыкания по данным сейсмике используются в качестве процентилей P_{01} и P_{99} для построения логнормального распределения, способен привести к систематическому занижению площади и, соответственно, к неоправданно консервативной оценке ресурсной базы.

В качестве решения данной проблемы предложено присваивать «сейсмическое» значение иному, чем P_{99} , процентилю. Конкретный процентиль рекомендовано выбирать на основе экспертной оценки неопределённости имеющейся сейсмической интерпретации, а также с обязательной проверкой – также экспертной – получающегося значения P_{99} на корректность.

Кроме того, с помощью разложения площади залежи на условный набор параметров-компонент и перемножения их возможных распределений показано, что при моделировании площади залежи не следует рассматривать логнормальный тип распределения в качестве единственно верного варианта. Часто используемый аргумент о логнормальном распределении площадей на уже открытых месторождениях – некорректен, если моделируется площадь конкретной залежи, выявленной по сейсмике. В этом случае значение имеет только характер неопределённостей, связанных с данной конкретной залежью. Другая же часть неопределённости, связанная с возможным размером ловушки, в этом случае уже снята – по крайней мере, частично. При наличии надёжной интерпретации данных 3D сейсмике она может быть снята и практически полностью.

2.5. Корреляции подсчётных параметров

Возможны два принципиально различных типа корреляций между подсчётными параметрами. Первый – между значениями разных подсчётных параметров в пределах единого подсчётного объекта (залежи). Второй – между значениями одного и того же подсчётного параметра в разных подсчётных объектах. Как ни странно, второй тип корреляций не рассматривается в деталях ни в одной из публикаций и даже упоминается лишь в одной из них [51]. Это связано с тем, что моделирование подсчётных параметров, как уже было отмечено, практически неизменно рассматривается в научной литературе применительно к единственному подсчётному объекту.

Корреляции 1-го типа – между разными параметрами

Поскольку каждый параметр моделируется некоторой выборкой значений, набираемой со всего интервала, на котором задано его вероятностное распределение, то в общем случае каждая случайная реализация МК характеризуется произвольным сочетанием значений подсчётных параметров: произвольно большие значения одних могут сочетаться с произвольно малыми (или также произвольно большими) значениями других параметров. Между тем, известно, что в реальных пластах нередко наблюдается взаимная корреляция некоторых пар параметров – тенденция к взаимному соответствию между высокими и низкими значениями. Например, характерной является корреляция между коэффициентами открытой пористости и нефтегазонасыщенности. Её можно рассматривать как следствие отрицательной корреляции между коэффициентами пористости и остаточной водонасыщенности (при отрицательной корреляции высокие значения одного параметра соответствуют низким значениям другого)²⁹.

Аналогичные (положительные) корреляции могут иметь место между площадью залежи и эффективной нефтегазонасыщенной толщиной; между толщиной песчаного пласта и его пористостью; в [12] указывается схожая, но всё

²⁹ Данная корреляция имеет место, если вся или по крайней мере значительная часть залежи характеризуется предельным нефтегазонасыщением, а переходная зона мала или отсутствует.

же иная корреляция – между пористостью и коэффициентом песчаности. Возможна корреляция между пористостью и – опосредованно через проницаемость – коэффициентом извлечения нефти [16]. Наконец, в [13] упоминается корреляция между КИН и площадью залежи³⁰. В одних пластах та ила иная корреляция может быть выражена сильнее, в других она может практически отсутствовать.

В [8] указаны две причины, по которым рекомендуется учитывать отмеченные корреляции при моделировании МК, – в тех случаях, когда имеются основания предполагать их наличие. Первая причина: метод МК представляет собой численное моделирование реальности, поэтому представляется желательным, чтобы каждая вероятностная реализация характеризовалась таким набором значений, который можно было бы обнаружить в реальном пласте. При этом очевидно, что, к примеру, залежь сводового типа с предельно маленькой площадью не может иметь очень большую толщину. Таким образом, учёт корреляций позволяет получить более достоверное отображение реальности. Однако этой причины было бы явно недостаточно, если бы практический результат оценки был нечувствительным к наличию или отсутствию корреляций.

Поэтому намного более значима вторая причина: наличие корреляции между подсчётными параметрами оказывает влияние на их произведение – распределение ресурсов углеводородов. При положительной корреляции среднее ожидаемое значение ресурсов оказывается более высоким, стандартное отклонение распределения – также возрастает, по сравнению со случаем отсутствия корреляции. Таким образом, неучёт имеющейся положительной корреляции (а все перечисленные выше корреляции подсчётных параметров являются положительными) приводит к завышению значения P_{10} , к занижению P_{90} и, что особенно важно, к заниженной оценке математического ожидания³¹. В

³⁰ По-видимому, подразумевается тенденция к уменьшению вклада запасов, относящихся к переходной водо-нефтяной зоне (ВНЗ), в общие запасы при увеличении площади: ВНЗ в общем случае характеризуется более низкой начальной нефтенасыщенностью и, соответственно, более низким коэффициентом вытеснения.

³¹ В [13] указывается, что значение P_{50} (медиана) результирующего распределения

качестве иллюстрации этой закономерности на рисунке 2.13 приведено сопоставление двух расчётов из [41]: с учётом и без учёта корреляции подсчётных параметров.

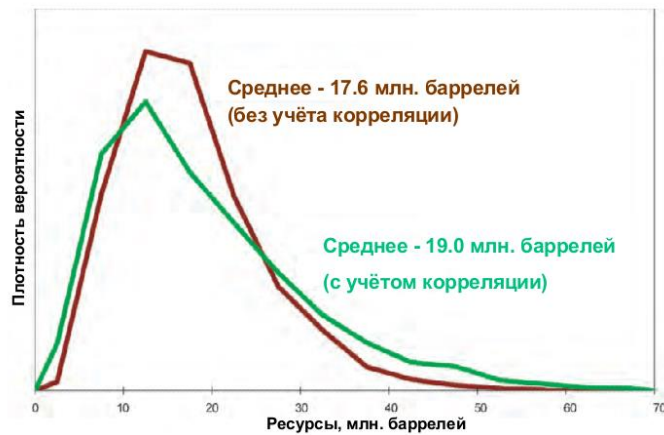


Рисунок 2.13. Распределение ресурсов с учётом и без учёта корреляции между разными подсчётными параметрами [41]

Возрастание стандартного отклонения результирующего распределения ресурсов в результате действия корреляции подсчётных параметров означает, фактически, рост неопределённости: чем выше разброс значений, тем выше неопределённость. В [26] отмечен своеобразный парадокс: «чем больше мы знаем о корреляционных взаимосвязях между переменными, тем значительнее оказывается неопределённость результирующих распределений».

В качестве меры корреляции используется, как правило, коэффициент корреляции Пирсона. Иногда вместо него используют ранговый коэффициент Спирмена [58], [8]. Результаты различаются в том случае, если одна или обе коррелирующие переменные имеют вытянутое распределение [33]. На рисунке 2.14 представлены примеры корреляционных зависимостей. При коэффициенте корреляции $R = 1$ зависимость является полной: i -й процентиль одного распределения сопутствует такому же процентиллю второго распределения. При $R = -1$ имеется полная отрицательная корреляция: i -й процентиль одного

нечувствительно к наличию или отсутствию корреляций. Строго говоря, это не так. Однако данная вариация, действительно, незначительна по амплитуде, а для типичных диапазонов изменения, к примеру, коэффициентов пористости и нефтегазонасыщенности она оказывается пренебрежимо малой.

распределения сопутствует $(100-i)$ -му процентилю второго. Промежуточные значения коэффициента корреляции соответствуют промежуточным случаям. Чем ближе значение к нулю, тем менее выраженной является корреляция, при $R = 0$ она отсутствует³². В [33] продемонстрировано, что коэффициент корреляции, равный 0.5, способен приводить к значимым изменениям оценки.

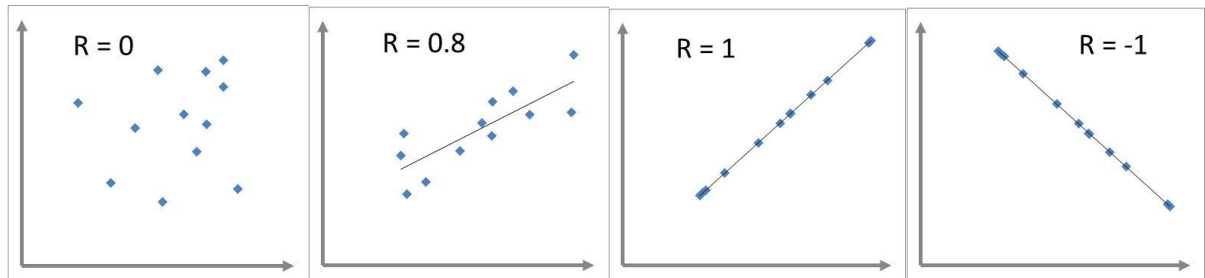


Рисунок 2.14. Примеры корреляционных зависимостей (синтетические значения)

Корреляции 2-го типа – между значениями одного параметра в разных подсчётных объектах

В разделе 2.2 для геологических факторов были введены понятия протяжённой и локальной составляющих. Таким образом была обеспечена возможность корректного учёта закономерностей в наличии или отсутствии действия каждого геологического фактора для различных поисковых объектов. С другой стороны, очевидно, что объёмные характеристики поисковых объектов также не являются полностью независимыми: в большинстве случаев имеется та или иная корреляция между значениями подсчётных параметров в различных залежах одного месторождения. При этом для площади своеобразное «наследование» происходит по вертикали – в пределах единой структуры, для других параметров – по горизонтали, в пределах единого пласта. Ч. Стейбелл сформулировал данную закономерность следующим образом: «Зависимости имеют место как для рисков, так и для объёмов. Можно сказать, что риски – обусловлены между пластами и структурами³³, в то время как объёмные

³² Уточним, что речь идёт именно о *линейной* корреляции.

³³ Автор использует термин *compartment* – «ячейка, отсек», подразумевая единую структуру или тектонический блок, к которому могут быть приурочены несколько залежей в разных пластах.

параметры – коррелируются между пластами и структурами» [51].

Чтобы проиллюстрировать зависимость результата расчёта ресурсов от учёта/неучёта корреляций 2-го типа, выполнены два варианта расчётов для модели одного пласта и трёх структур. Распределения подсчётных параметров снова взяты такими же, как в примере из раздела 1.6 (таблица 1.3), только для толщины принят увеличенный диапазон: 2-20 м. Все геологические факторы положены равными 1.0, то есть во всех вероятностных реализациях МК подтверждаются все три залежи. Для наглядности использованы корреляции подсчётных параметров с коэффициентом корреляции 1.0, так что в каждой вероятностной реализации МК значения каждого подсчётного параметра, кроме площади залежи, идентичны во всех трёх залежах (для площадей заданы одинаковые вероятностные распределения, однако моделирование площади, естественно, производится независимо для каждой из трёх структур).

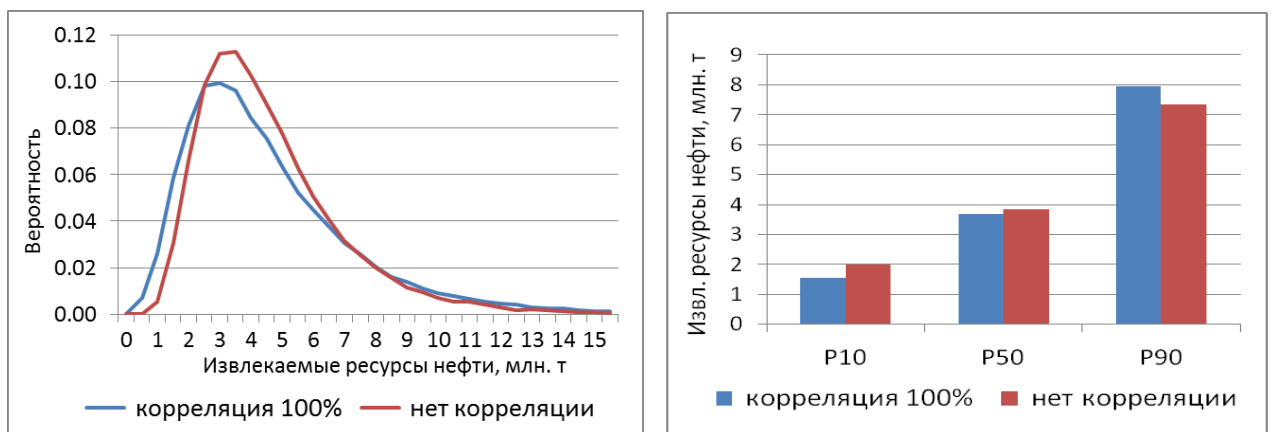


Рисунок 2.15. Распределение ресурсов с учётом и без учёта корреляции между значениями толщины, пористости и других параметров в разных залежах

Таблица 2.1. Дополнение к рисунку 2.15: сравнение ресурсов, млн. т

Вариант	P ₁₀	P ₅₀	P ₉₀	Мат. ожидание
корреляция 100%	1.56	3.69	7.94	4.365
нет корреляции	1.99	3.85	7.35	4.366

Результаты расчётов представлены на рисунке 2.15 и в таблице 2.1. Как видим, наличие (точнее, учёт) корреляций 2-го типа имеет примерно такой же эффект, как в случае с корреляциями 1-го типа (рисунок 2.13): дисперсия распределения ресурсов возрастает, что проявляется, в частности, в уменьшении

значения P_{10} и увеличении значения P_{90} . Значение P_{50} , как правило, также несколько уменьшается (если распределение ресурсов вытянуто в области высоких значений, что имеет место в большинстве случаев).

Вместе с тем, имеется также показательное отличие: при учёте корреляций 1-го типа возрастает также значение мат. ожидания, здесь же этого не происходит (минимальное расхождение между 4.365 и 4.366 в данном примере обусловлено погрешностью, связанной с численной природой метода МК, которая сохраняется, несмотря на значительное количество реализаций – 50 тысяч). Это объясняется тем, что при корреляциях 1-го типа коррелированные значения *перемножаются* между собой, а при корреляции 2-го типа этого не происходит: коррелируемыми оказываются ресурсы разных залежей, которые *складываются*.

2.6. Обзор практического применения метода

Разработанный метод вероятностной оценки на регулярной основе применяется в ПАО АНК «Башнефть» и ООО «БашНИПИнефть», начиная с 2012-го года. С 2012 по 2017 гг выполнены ТЭО более чем по 130 поисковым активам, в том числе по 25 зарубежным лицензионным блокам. По результатам проведённых ТЭО были приобретены лицензии на 20 участков, в том числе 2 за рубежом. Кроме того, для девяти участков, по которым решение о приобретении принималось до 2012 г, в дальнейшем также выполнялась вероятностная оценка.

Таким образом, имеется 29 участков, охваченных как вероятностной оценкой, так и последующими ГРР. На 7 из них проведение СРР началось в 2017 г, ещё на 10 участках СРР завершены либо близки к завершению, но поисковое бурение ещё не проводилось. На зарубежном проекте И1 в настоящее время (январь 2018 г) закончена бурением и начата испытанием первая поисковая скважина, вскрывшая несколько продуктивных интервалов. Ресурсная оценка по данному проекту не приводится, так как является коммерческой тайной. На остальных 11 участках ($A_1, A_2, A_3, B_1, D_1, Z_1, П_1, П_2, T_1, Y_1, Я_1$) все или часть структур опозискованы бурением, так что имеется возможность провести сопоставление исходной вероятностной оценки с результатами бурения. Такое сопоставление представлено в таблице 2.2.

Таблица 2.2. Результаты поискового бурения по 11 участкам

лицензионный участок		A1	A2	A3	B1	Д1	З1	П1	П2	Т1	У1	Я1	сумма
год выполнения оценки		2016	2015	2012	2012	2016	2015	2016	2012	2016	2012	2012	
структур в исходной оценке		5	3	7	3	4	11	3	3	8	10	2	59
пробурено поиск. скважин		1	2	2	5	3	2	3	3	3	9	2	35
в т.ч. успешных		0	2	2	2	2	2	2	3	3	4	2	24
в т.ч. неуспешных		1	0	0	3	1	0	1	0	0	5	0	11
прогноз НИЗ нефти до бурения, тыс. т	P10	254	141	1003	3343	409	574	153	204	342	3256	767	10446
	P50	679	250	1760	4092	1348	1292	403	440	677	3594	2420	16955
	P90	1822	342	2503	4836	1642	2337	665	842	748	3936	3277	22950
НИЗ нефти по факту бурения, тыс. т (катег. В1, В2, В1+В2)	V1	0	507	533	262	95	149	610	371	267	1359	469	4622
	V2	0	0	221	995	0	80	1361	0	240	784	1195	4876
	V1+V2	0	507	754	1257	95	229	1971	371	507	2143	1664	9498
планируется поиск. скважин		4		3		1	7			5		1	25
текущая оценка НИЗ нефти на оставшихся структурах, тыс. т	P10	в ра- боте	нет	412	нет	136	504	нет	нет	в ра- боте	нет	215	1267
	P50			908		508	1353					532	3301
	P90			1400		792	2428					768	5388

Необходимо сделать несколько пояснений. На шести участках поисковое бурение будет продолжено, для них указано количество планируемых поисковых скважин и дана текущая оценка ресурсов нефти на оставшихся перспективных структурах. При этом на участках А₃ и Я₁ сумма пробуренных и планируемых скважин превышает количество структур в исходной оценке, так как в результате проведения СРР были выявлены и/или подготовлены дополнительные структуры. По участку А₃ приведены запасы месторождения, открытого первой пробуренной скважиной. Вторая скважина, пробуренная на другой структуре, также вскрыла продуктивные отложения, но оперативный подсчёт запасов пока не выполнен. Текущая оценка извлекаемых ресурсов по А₃ дана с учётом ресурсов этой второй структуры.

Анализ таблицы показывает, что в двух оценках, выполненных в 2012 г, проявилась тенденция к завышению ресурсной базы (В₁ и У₁). Это завышение связано с тем, что на раннем этапе применения метода для моделирования площади залежи применялось нормальное распределение. Как было показано в разделе 2.4 настоящей главы, это – неточность, ведущая в общем случае к завышению оценки. При этом чем крупнее оцениваемая структура, тем сильнее

проявляется завышение оценки, связанное с использованием нормального распределения. В более поздних оценках данная методическая неточность была устранена.

Из оценок, выполненных в 2015-2016 гг, значительное расхождение наблюдается лишь по D_1 . Две из трёх скважин, пробуренных на этом участке, вскрыли залежи нефти, но запасы оказались значительно ниже прогноза. Такой результат не является следствием какой-либо системной ошибки в методике оценки, а лишь проявлением объективного порядка вещей: с вероятностью 10% реальные запасы могут оказаться ниже консервативной оценки P_{10} . (При этом в случае, если четвёртая поисковая скважина окажется успешной, суммарные запасы участка D_1 вполне могут в итоге превысить оценку P_{10}). Кроме того, на участке Π_1 оценка ресурсной базы оказалась заниженной. Это связано с тем, что несколько локальных поднятий оказались объединёнными в единый купол, в результате площадь залежи значительно превысила оптимистичную оценку.

Следует отдельно пояснить, почему в таблице не представлены оценки, выполнявшиеся в 2013-2014 гг: на всех этих участках в настоящее время проводятся СРР 3D. Дело в том, что решение о приобретении большинства участков принималось на материале несовершенных данных, недостаточно эффективных для выявления малоамплитудных структур: редкой сети профилей СРР 2D, а также по данным структурного бурения. При этом на участках, приобретённых до 2013 г, к настоящему моменту уже проведены СРР 3D. По некоторым из них в 2016 г выполнена вероятностная оценка для обоснования целесообразности поискового бурения.

В качестве иллюстрации рассмотрим историю изучения участков A_3 и T_1 . Целесообразность приобретения участка A_3 оценивалась в 2012 г. Площадь участка составляет 242 км², участок был изучен сейсморазведочными работами МОГТ-2D 48-кратного накопления, отработано 517 погонных км (исключая площадь горных отводов Ахтинского месторождения). Ресурсная база была оценена по 7 структурам: 5 подготовленным и 2 выявленным. После проведения СРР 3D часть структур не подтвердилась, уточнено положение двух других

структур, подготовлены к поисковому бурению две новые структуры (рисунок 2.16). Суммарно осталось 5 структур, две из них к настоящему времени опоскованы бурением: Абдукаевская – в 2016 г, открыто Абдукаевское месторождение (в южной части участка). Якуповская структура (в северной части участка) опоскована бурением в 2017 г, получен промышленный приток нефти, ведётся оперативный подсчёт запасов.

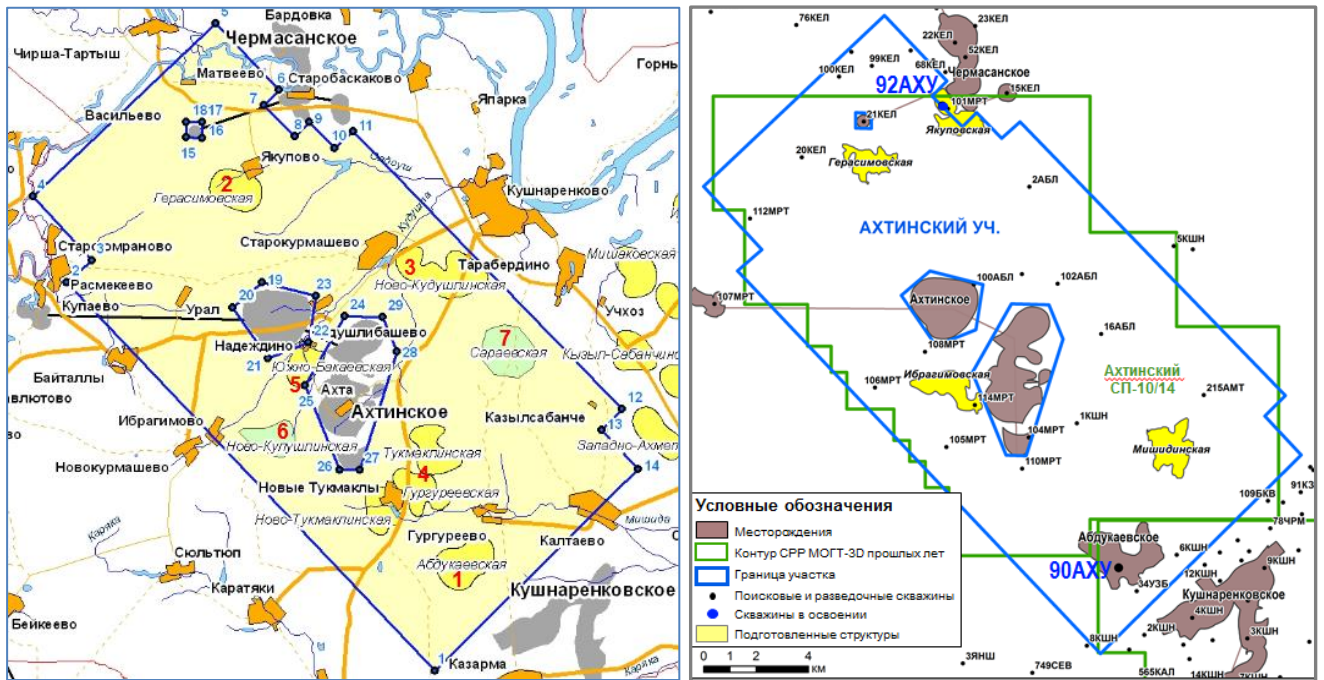


Рисунок 2.16. Участок Аз, представление 2012-го (слева) и 2017-го (справа) гг

Вероятностная оценка ресурсной базы участка T_1 выполнялась в 2015 г. Площадь участка составляет 374.5 км^2 , участок был изучен сейморазведочными работами МОГТ-2D в объёме 180 погонных км, а также МОГТ-3D в объёме 150 км^2 . Ресурсная база была оценена по 7 подготовленным и 3 выявленным структурам. В 2016 г две структуры, находящиеся в пределах площади СРР 3D, были опоскованы бурением. Обе скважины вскрыли залежи нефти, отнесённые к Анастасьинскому месторождению (рисунок 2.17). На остальной территории участка в настоящее время проводятся сейморазведочные работы МОГТ-3D.

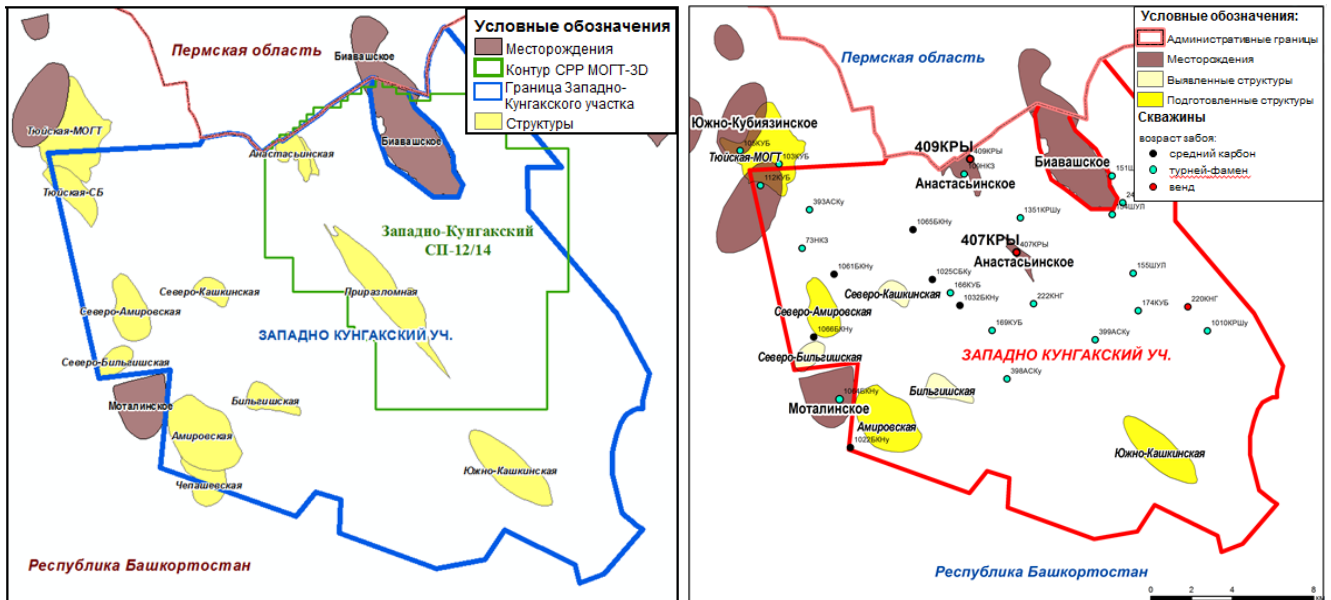


Рисунок 2.17. Участок $З_1$, представление 2015-го (слева) и 2017-го (справа) гг

Статистика, представленная в таблице 2.2, позволяет провести следующее сопоставление. Сумма открытых запасов (категории V_1+V_2) и текущих оценок ресурсов по вариантам P_{50} на структурах, планируемых к опозискованию, составляет 12.8 млн. т. К этому следует добавить ресурсы участков A_1 и T_1 , по которым оценка не завершена, около 1 млн. т. Полученная величина – 13.8 млн. т – имеет приемлемую сходимость с исходной суммарной оценкой P_{50} : 17.0 млн. т.

2.7. Обобщение разработанного метода

Во второй главе изложены основные положения разработанного метода интегрального моделирования рисков и неопределённостей, сопутствующих поисково-разведочным работам на нефть и газ. В основе метода лежит матрица подсчётных поисковых объектов, строки которой представляют собой потенциально продуктивные пласты, а столбцы – выявленные, подготовленные или предполагаемые структуры. Каждая ячейка матрицы является поисковым объектом – потенциальной залежью, приуроченной к определённому столбцу и определённой структуре (при этом часть ячеек может быть исходно исключена из рассмотрения). В структуре данной матрицы прописываются корреляционные зависимости подсчётных параметров, действующие вдоль строк и столбцов. Аналогично, для геологических факторов производится разделение их на протяжённые и локальные компоненты, из которых первые также действуют

(наследуются) вдоль строк и столбцов матрицы объектов.

В ходе совместного моделирования геологических факторов и подсчётных параметров методом Монте-Карло формируется массив вероятностных реализаций. В каждой из них каждый поисковый объект получает определённый статус всех геологических факторов, в соответствии с которыми соответствующая залежь считается либо существующей, либо не существующей в пределах данной вероятностной реализации. Кроме того, каждая «существующая» («подтвердившаяся») залежь получает определённый набор значений всех подсчётных параметров и, следовательно, характеризуется определённой величиной ресурсов нефти, газа и конденсата. Отношение количества вероятностных реализаций, содержащих хотя бы одну «существующую» залежь, к общему количеству реализаций МК, даёт корректную оценку вероятности существования месторождения.

Таким образом, в результате совместного моделирования оказываются учтёнными как взаимные обусловленности рисков, так и взаимные корреляции объёмов по всем моделируемым пластам и структурам. Такой результат недостижим при отдельной оценке рисков и ресурсов по каждому поисковому объекту, что было продемонстрировано в разделе 1.6 первой главы. Именно поэтому предложенный метод назван *интегральным*.

Если сопоставить результаты расчётов, выполненных с учётом и без учёта корреляций геологических факторов (раздел 2.2, рисунки 2.3 и 2.4), с результатами расчётов, выполненных с учётом и без учёта корреляций подсчётных параметров (раздел 2.5, рисунки 2.13 и 2.15), то заметно, что в первом случае расхождение между результатами оказывается более значительным. Это объясняется тем, что при учёте корреляций геологических факторов в каждой вероятностной реализации МК меняется *количество залежей*, что, естественно оказывает на величину суммарных ресурсов большее влияние, чем внутреннее перераспределение между реализациями отдельных значений подсчётных параметров.

Основные положения метода опубликованы в [123] – матрица поисковых

объектов, разделение геологических факторов на региональные и локальные компоненты; [120] – принцип совместного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов; [121] – применение метода на примере оценки ресурсов блока №12 в Ираке; [122] и [107] – подходы к вероятностному моделированию площади залежи.

В разделе 2.6 представлено сопоставление результатов поискового бурения с прогнозом, полученным на основе разработанного метода вероятностной оценки. Более представительная статистика будет собрана после получения результатов программы поискового бурения 2018-2019 гг, однако анализ уже имеющихся данных показывает, что после устранения отдельных неточностей, сопровождавших расчёты на протяжении первого года применения метода, в целом удалось добиться приемлемой сходимости прогноза с фактом.

ГЛАВА 3. АДАПТАЦИЯ МЕТОДА ДЛЯ СЦЕНАРНЫХ РАСЧЁТОВ ДОБЫЧИ, ОБУСТРОЙСТВА И ЭКОНОМИКИ

В 2007 г Питер Роуз написал, что в нефтегазопромысловой геологии имеет место своеобразное противостояние по отношению к оценке ресурсов и запасов: в геологоразведке доминирует вероятностный подход, в то время как подразделения разработки и добычи продолжают использовать преимущественно детерминистические методы [47]. Как отмечалось в главе 1, в практике российских нефтяных компаний переход к вероятностным методам оценки ресурсов начался позже, чем на Западе, однако и здесь наблюдается характерное «отставание» разработки от геологии в принятии этого перехода.

В результате возникает задача по осуществлению корректного перехода от результата вероятностной оценки ресурсов к детерминистическим, сценарным методам оценки, применяющимся на последующих этапах технико-экономической оценки поисковых активов. Поскольку сценарные расчёты могут быть выполнены для ограниченного набора вариантов, непрерывное вероятностное распределение ресурсов приходится подвергать дискретизации и выполнять эти расчёты для нескольких представительных значений исходного распределения. Дискретизация – трансформация непрерывного распределения некоторого параметра в дискретное распределение посредством разделения области значений данного параметра на N интервалов. Каждое из N дискретизированных значений – это среднее значение по соответствующему интервалу. Ему ставится в соответствие вероятность, равная вероятности того, что реальное значение параметра окажется лежащим в данном интервале [41].

В третьей главе рассматриваются способы осуществления такой дискретизации. Кроме того, в разделах 3.3 и 3.4 продемонстрировано, как разработанный метод интегрального учёта неопределённостей позволяет наполнить дискретизированные значения ресурсов конкретным геологическим содержанием.

3.1. Необходимость учёта набора сценарных вариантов

Технико-экономическая оценка (ТЭО) поисковых лицензионных участков является частным направлением оценки активов, поэтому она подпадает под Федеральный стандарт «Оценка бизнеса (ФСО №8)», утверждённый в июне 2015 г. В рамках данного стандарта выделяется три группы методов стоимостной оценки: доходный, сравнительный и затратный подходы [117]. *Доходный* подход – совокупность методов оценки стоимости объекта оценки, основанных на определении ожидаемых доходов от использования объекта оценки. *Сравнительный* подход – совокупность методов оценки стоимости объекта оценки, основанных на сравнении объекта оценки с объектами-аналогами, в отношении которых имеется информация о ценах. *Затратный* подход – совокупность методов оценки стоимости объекта оценки, основанных на определении затрат, необходимых для воспроизводства либо замещения объекта оценки с учетом износа и устареваний [116]. Второй и третий из перечисленных подходов являются в определённом смысле формальными, так как не предполагают непосредственного количественного использования имеющейся геолого-технической информации для расчёта добычи углеводородов, а ведь ценность сырьевого актива связана именно с перспективами добычи. Это не ставит под сомнение корректность сравнительного и затратного подходов и не умаляет их практическую ценность; однако далее в настоящей работе рассматривается исключительно доходный подход.

В [99] отмечено, что использование доходного подхода применительно к углеводородным ресурсам сопряжено с противоречием между формальной детерминированностью данного метода и значительной неопределённостью входных параметров: статус *ресурсов* означает слабую степень геологической изученности оцениваемого актива по сравнению с *запасами*. Представляет интерес одно из следствий данной проблемы: в общем случае на базе *непрерывного* вероятностного распределения величины извлекаемых ресурсов углеводородов приходится формировать, рассчитывать и оценивать *счётное количество* сценарных вариантов. В результате возникает отдельная задача по

оптимальной дискретизации непрерывных распределений.

При доходном подходе в качестве основного метода для определения стоимости объекта оценки используется метод дисконтированных денежных потоков, которые выступают измерителем прогнозируемых доходов от эксплуатации объекта оценки и включают все связанные с эксплуатацией объекта поступления и расходы за расчетный период. Количественным показателем стоимостной оценки при доходном подходе является величина чистого дисконтированного дохода (ЧДД), который может быть получен в результате эксплуатации объекта оценки:

$$\text{ЧДД} = \sum_{t=1}^T \frac{\text{ЧД}^t}{(1+E)^{t-t_0}}, \quad (3.1)$$

где E – норма дисконта; t – индекс текущего года; t_0 – момент приведения; T – расчетный период; ЧДД – сальдо денежного потока [78].

Как видим, формула (3.1) позволяет определить величину ЧДД, характеризующую некоторый единичный сценарий денежных потоков. Между тем, на этапе проведения геологоразведочных работ (ГРР) существует риск, что они не приведут к открытию месторождения на оцениваемом лицензионном участке. Это означает, что необходимо предусмотреть не один, а как минимум два сценария: 1) открытие месторождения и ввод его в добычу; 2) неуспешное окончание ГРР (отсутствие открытия).

В международной практике для учета рисков в инвестиционном планировании используется индикатор ожидаемой стоимости запасов, для которого обычно используется английская аббревиатура EMV (Expected Monetary Value). Соответствующая величина используется в утверждённых Министерством природных ресурсов «Методических рекомендациях по применению Классификации запасов и прогнозных ресурсов нефти и горючих газов» [103], где для оценки стоимости ресурсов вводится следующая формула³⁴:

$$EMV = \text{ЧДД} \cdot P_{\text{успеха}} - K_{\text{риск}} \cdot (1 - P_{\text{успеха}}), \quad (3.2)$$

где $P_{\text{успеха}}$ – вероятность открытия; $K_{\text{риск}}$ – затраты на проведение ГРР. Следует,

³⁴ С русифицированным обозначением Soжид вместо EMV.

однако, учесть, что затраты на ГРР в общем случае тоже распределены во времени и, соответственно, тоже нуждаются в дисконтировании. Поэтому величину $K_{\text{риск}}$ в формуле (3.2) более корректно было бы заменить на ЧДД соответствующего сценарного варианта (отсутствие открытия). В результате формула примет следующий вид³⁵:

$$EMV = \text{ЧДД}_{\text{успеха}} \cdot P_{\text{успеха}} + \text{ЧДД}_{\text{неуспеха}} \cdot P_{\text{неуспеха}}, \quad (3.3)$$

где $P_{\text{неуспеха}} = 1 - P_{\text{успеха}}$. Данная формула представляет собой как бы взвешивание на весах двух возможных исходов: возможной прибыли от успешного проекта и возможных потерь в случае неудачи (рисунок 3.1). При этом плечи весов не равны, они соответствуют вероятности того и другого варианта. В общем случае проект считается слишком рискованным, если EMV оказывается отрицательной величиной.

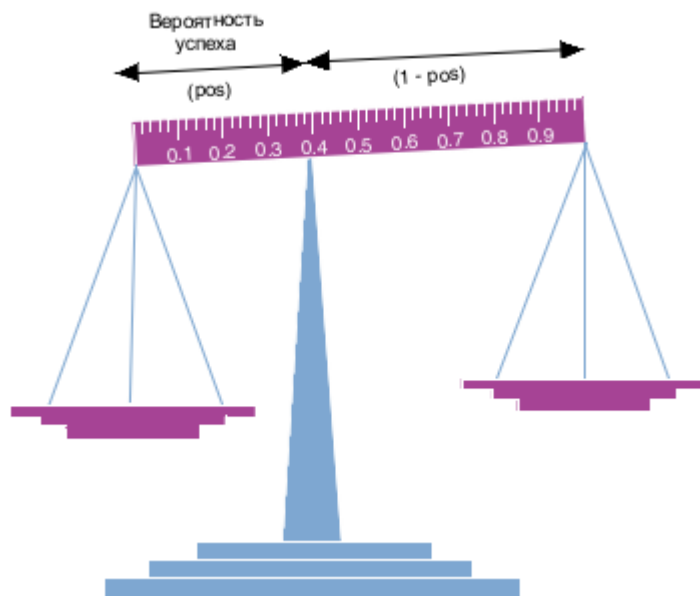


Рисунок 3.1. «Взвешивание» рисков поисковых работ [20]

Следующий естественный шаг – признать, что как величина ресурсной базы, так и добычные характеристики ожидаемого месторождения характеризуются на этапе ГРР значительной неопределённостью. Вследствие этого проведение технико-экономической оценки лишь для одного сценарного

³⁵ В отличие от $K_{\text{риск}}$, $\text{ЧДД}_{\text{неуспеха}}$ не является положительным по определению, поэтому теперь в правой части уравнения – суммирование.

варианта добычи способно дать лишь весьма ограниченное представление о потенциале участка, поскольку в такой оценке будут отражены лишь некие осреднённые характеристики запасов и добычи. Между тем, для принятия инвестиционного решения желательно учесть возможные отклонения от средней оценки – как в сторону улучшения, так и в сторону ухудшения. Для учёта этих отклонений необходимо сформировать соответствующие сценарные варианты и для каждого из них рассчитать ЧДД. Варианты могут отличаться друг от друга произвольной комбинацией параметров, наиболее естественным является варьирование параметров, характеризующихся наибольшей неопределённостью. Как правило, это величина ресурсов и дебит скважин.

В результате вариант «успеха» (открытия) разделяется на несколько сценарных вариантов, каждый из которых характеризуется своим ЧДД и своей вероятностью реализации (последняя назначается экспертно). Для получения комплексной оценки участка необходимо взвесить ЧДД всех вариантов по вероятностям, формула для EMV принимает следующий вид:

$$EMV = \sum_{i=1}^N ЧДД_i \cdot P_i, \quad (3.4)$$

где $ЧДД_i$ и P_i – чистый дисконтированный доход и вероятность i -го варианта, включая вариант неуспеха (отсутствие открытия). На основе этой формулы в [128] рассмотрен упрощённый анализ целесообразности проведения ГРП на локальной ловушке.

В [79] указана следующая последовательность этапов проведения стоимостной оценки участков недр: 1) прогноз показателей процесса подготовки запасов промышленных категорий; 2) прогноз технологических показателей добычи запасов нефти и газа; 3) прогноз капитальных и текущих расходов на подготовку запасов, добычу и транспортировку нефти и газа, ликвидацию промысла и рекультивацию земли; 4) прогноз стоимости объектов оценки (ЧДД).

С учётом приведённых выше соображений, представляется целесообразным скорректировать эту последовательность следующим образом:

- 1) оценка вероятности открытия месторождения;
- 2) оценка возможной величины его запасов – построение вероятностного

распределения ресурсов углеводородов; как правило, для этого используется метод Монте-Карло (МК) [112], [83];

3) формирование набора сценарных вариантов с присвоением каждому варианту своей вероятности реализации, расчёт технологических показателей добычи по этим вариантам;

4) расчёт стоимости бурения и поверхностного обустройства для каждого варианта;

5) определение ЧДД каждого варианта методом дисконтированных денежных потоков (на этом этапе сценарные варианты разработки и обустройства могут дополнительно делиться на подварианты для учёта дополнительных неопределённостей, связанных с волатильностью цен на углеводороды, вариациями налогообложения и т.д.);

6) определение ожидаемой стоимости актива по формуле (3.4).

В дальнейшем изложении будет подразумеваться такая этапность работ.

3.2. Количество сценарных вариантов и способы дискретизации вероятностных распределений ресурсов

Как правило, оценка ресурсов углеводородов методом Монте-Карло (МК) выполняется для нескольких тысяч (или нескольких десятков тысяч) реализаций. Базовым результатом расчёта является массив значений, который представляет собой вероятностное распределение оцениваемой величины ресурсов углеводородов. Полученное вероятностное распределение ресурсов позволяет любой прогнозной величине запасов сопоставить значение вероятности, с которой запасы ожидаемого открытия окажутся не менее данной величины. И наоборот, для произвольного значения вероятности определить величину запасов, которая с данной вероятностью будет достигнута либо превышена.

Как было отмечено выше, от вероятностного распределения ресурсов невозможно непосредственно перейти к экономической оценке актива, необходимо рассчитать сценарные варианты бурения, обустройства, добычи и транспортировки нефти и/или газа – и уже для каждого из этих расчётных вариантов проводить экономическую оценку. Набор вариантов должен

обеспечить учёт всех основных неопределённостей, к которым, кроме ожидаемой величины запасов, относятся следующие факторы: а) приуроченность залежей к тем или иным отложениям в разрезе и продуктивность соответствующих пластов; б) распределение запасов по площади, влияющее на количество скважин, кустов, других объектов обустройства (в том числе, к примеру, количество платформ на шельфовых месторождениях); в) экономические, юридические и другие возможные неопределённости (например, политические).

Идеальным решением было бы включение всех этих неопределённостей в единый процесс моделирования МК – с формированием для каждой вероятностной реализации запасов соответствующего ей семейства случайных реализаций сценариев разработки, в каждом из которых перечисленные неопределённости моделировались бы с помощью вероятностных распределений соответствующих параметров. Поскольку же каждая вероятностная реализация запасов *уже* содержит определённую конфигурацию залежей, то распределение запасов по пластам и структурам не нуждается в дополнительном моделировании, и в списке неопределённостей остались бы проницаемость пластов, вязкость нефти, сценарии разработки (например, наличие и степень активности аквиферов), а также стоимостные параметры – в первую очередь, цена на нефть. Результатом такого расчёта стало бы вероятностное распределение стоимости оцениваемого актива. В результате удалось бы построить вероятностное распределение стоимости актива. Применение метода МК к расчёту ЧДД рассматривается, например, в [61], [65], [66] и [105], но с очень упрощённым анализом предшествующих этапов ТЭО – добычи и обустройства. Более полный анализ представлен в монографиях [77] и [62].

Вариант со «сквозным» применением моделирования МК ко *всем* этапам оценки назван идеальным, поскольку он позволил бы максимально полно учесть все имеющиеся неопределённости, рассмотрев практически любые возможные сочетания всех факторов. Данный подход был рекомендован в [32], [34], [62]. Однако и в относительно недавней публикации [52] он по-прежнему упоминается лишь в качестве «технологии будущего». Его практическая реализация

затруднена в связи с тем, что для получения устойчивого результата он требует расчёта сотен тысяч или даже миллионов вариантов – причём вариантов не статичных, как в случае с оценкой ресурсов, а сценарных. Это означает, что каждый расчётный вариант должен включать в себя изменение по годам – на весь расчётный период – нескольких десятков показателей: добычи нефти, воды, газа, закачки, бурения и фонда действующих скважин, капитальных и текущих затрат по десяткам статей, выручки, налогов и т.д. Отдельная сложность связана с необходимостью формализовать и автоматизировать (ведь расчёт такого количества вариантов должен быть полностью автоматизирован) некоторые решения, принимаемые экспертно, в особенности на этапе расчёта обустройства.

Другая, более существенная причина, по которой сквозной стохастический расчёт пока не находит широкого применения, – это устоявшаяся традиция, в соответствии с которой этапы ТЭО воспринимаются и специалистами, и высшим руководством многих компаний именно как набор последовательных шагов, каждый из которых должен характеризоваться определённым промежуточным результатом, передаваемым на следующий этап. Это обеспечивает большую прозрачность и контролируемость процесса оценки, хотя и сопряжено с некоторым упрощением: непрерывные вероятностные распределения, представляющие полноту неопределённости, дискретизируются и передаются на следующий этап расчёта в виде набора «представительных» значений.

Так, результат первого этапа оценки представляется в виде счётного количества (обычно трёх) возможных величин запасов, с соответствующими вероятностными весами. Затем рассматриваются возможные системы разработки, принимаются расчётные величины дебитов скважин и выполняется расчёт технологических показателей разработки – для каждого варианта запасов и для каждого варианта дебитов. Далее для каждого сценарного варианта рассчитывается поверхностное обустройство. На этом этапе могут выявляться дополнительные неопределённости (например, альтернативные направления или способы транспортировки продукции), в результате существующие расчётные варианты могут разделяться на подварианты. Наконец, на этапе экономической

оценки могут рассматриваться сценарии, различающиеся динамикой цен на нефть, с учётом или без учёта возможных изменений в законодательстве и т.д.

В [23] приводится распространённый довод в пользу именно такого подхода: «В этом случае экономическая оценка базируется на дискретных сценариях разработки, которые могут быть физически описаны и представлены на карте, а не на туманном и сложном для восприятия математическом ожидании, вычисленном в результате чисто стохастической оценки».

Итак, применение моделирования МК чаще всего ограничивается первым этапом – оценкой ресурсов, а неопределённости последующих этапов, начиная с дебитов скважин, моделируются с помощью дискретного дерева вариантов ([38], [23], [20]). В результате получается счётный набор вариантов, количество которых в отдельных случаях может быть значительным, но, как правило, не превышает десяти. В компании ПАО АНК «Башнефть» при оценке участков, расположенных в слабо изученных районах, как правило, рассчитывается 10 вариантов: 9 сочетаний трёх возможных величин запасов и трёх величин дебитов, а также 10-й вариант, соответствующий отсутствию открытия [121].

Способы дискретизации вероятностного распределения

Итак, стандартная методика ТЭО геологоразведочных активов предполагает переход от вероятностной оценки ресурсов методом МК к дереву вариантов. Для этого непрерывное вероятностное распределение ресурсов, полученное в результате моделирования МК, подвергается дискретизации, и на основе полученных дискретных значений ресурсов формируется набор расчётных вариантов. Предельным случаем дискретизации является использование одного-единственного значения – это может быть медиана или математическое ожидание распределения. Однако в этом случае оказывается полностью не охарактеризованным спектр неопределённости. Поэтому, как правило, вероятностное распределение ресурсов дискретизируется до трёх значений – каждое со своим весовым коэффициентом, – которые дают наглядное представление как о возможной величине ресурсов, так и о связанной с ней неопределённости. Кроме того, в дальнейшем эти три значения трактуются как

консервативная, реалистичная и оптимистичная оценки, это удобно и интуитивно понятно в контексте принятия решений.

Дискретизацию непрерывного распределения до трёх значений можно произвести бесконечным количеством способов. По-видимому, наиболее распространённым из них – по крайней мере, в нефтяной промышленности – является комбинация, предложенная Р. Суонсоном в 1972 г: процентилю P_{10} , P_{50} и P_{90} с весовыми коэффициентами 0.30, 0.40 и 0.30 соответственно [28], [18]. Эта тройка значений имеет важное преимущество по сравнению с любой другой, так как процентилю P_{10} , P_{50} и P_{90} соответствуют в принятой международной терминологии категориям доказанных, вероятных и возможных запасов и ресурсов. Согласно этой классификации, возможные запасы – величина, которая будет достигнута или превышена с вероятностью в 10%, что соответствует процентилю P_{90} . Аналогичным образом определены и две другие категории [114].

В [6] рассмотрены различные подходы к дискретизации распределений, они сведены в таблице 3.1. Аббревиатуры даны по именам авторов соответствующего подхода: 1) Swanson – Megill (1972-1984); 2) McNamee – Celona (1990); 3) Miller and Rice (1983); 4) Zaino – D'Errico – Taguchi (1989); 5) Pearson – Turkey (1965); б) трёхточечная квадратура Гаусса.

Таблица 3.1. Способы дискретизации непрерывных распределений

SM		MC		MR		ZDT		PT		КГН	
проц.	вес	проц.	вес	проц.	вес	проц.	вес	проц.	вес	проц.	вес
P90	0.30	P90	0.25	P91.5	0.248	P89	0.333	P95	0.185	P95.8	0.167
P50	0.40	P50	0.50	P50.0	0.504	P50	0.333	P50	0.630	P50.0	0.667
P10	0.30	P10	0.25	P08.5	0.248	P11	0.333	P05	0.185	P04.2	0.167

Важно подчеркнуть, что материал, излагаемый в следующих двух разделах, актуален для *любого* метода дискретизации непрерывного распределения ресурсов, поэтому вопросы ранжирования этих методов не рассматриваются в настоящей работе. Отметим только, что, согласно [6], вариант дискретизации, восходящий к Р. Суонсону и получивший в нефтяной промышленности наибольшее распространение, не является оптимальным, уступая ряду других в точности воспроизведения свойств дискретизируемых распределений.

Оригинальный и перспективный подход к дискретизации предложен в [52]. Авторы указывают, что корректное представление вероятностного распределения извлекаемых ресурсов не следует использовать в качестве основного критерия корректности дискретизации, поскольку конечная задача состоит не в оценке величины ресурсов, а в стоимостной оценке актива. Соответственно, качество дискретизации распределения ресурсов следует оценивать по тому, насколько стоимостная оценка полученных дискретных значений ресурсов соответствует полному вероятностному распределению стоимостных оценок, построенному для всей совокупности возможных значений ресурсов, а также для всех возможных значений других переменных. Между тем, зависимость между величиной ресурсов и стоимостью актива, во-первых, не является линейной (нелинейность данной связи отмечена также в [23] и [6]), во-вторых, её характер может существенно различаться у разных активов. Поэтому авторы рекомендуют для каждого актива определять свою тройку дискретизирующих процентилей, и предлагают соответствующую методику [52].

3.3. Соотнесение дискретных вариантов с конкретными значениями входных параметров

Вне зависимости от того, какой вариант дискретизации используется (в частности, это может быть подход, предложенный в [52]), на 3-м и 4-м этапах ТЭО (раздел 3.1) приходится рассчитывать технологические показатели добычи и обустройства для нескольких значений извлекаемых запасов углеводородов, которые являются дискретным представлением непрерывного вероятностного распределения ресурсной базы, построенного методом МК. При выполнении этих расчётов нередко возникает необходимость соотнести каждое из используемых значений запасов (ресурсов) с конкретным значением того или иного входного параметра.

Простейший пример: пусть имеется единственный поисковый объект – потенциальная залежь нефти; методом МК построено вероятностное распределение извлекаемых ресурсов; на процентилях P_{10} , P_{50} и P_{90} выполняется расчёт добычи. Если количество эксплуатационных скважин определяется по

регулярной сетке, то каждому из трёх вариантов необходимо сопоставить конкретное значение площади нефтеносности³⁶.

Другой пример: на оцениваемой площади имеется несколько перспективных структур; для них построено интегральное распределение ресурсов. Для корректного расчёта обустройства требуется назначить каждому из расчётных вариантов ожидаемое количество *подтвердившихся* структур. Более того, желательно также указать наиболее вероятный для каждого варианта набор структур (это особенно актуально в случае, если оценивается поисковый блок на морском шельфе, так как от конфигурации залежей зависит закладываемое в расчёты количество буровых платформ). Кроме того, при расчёте добычи могут учитываться ожидаемое количество пластов и их наиболее вероятные наборы по вариантам, а также ожидаемые значения эффективной нефтенасыщенной толщины.

Здесь уместно напомнить, что результат вероятностной оценки ресурсов методом МК представляет собой массив случайных комбинаций подсчётных параметров, отранжированный по возрастанию ресурсов (в случае совместного моделирования нескольких подсчётных объектов-залежей – по возрастанию суммарных ресурсов оцениваемой площади). Из этого массива берутся для дальнейших расчётов три значения: P_{10} , P_{50} и P_{90} ³⁷. Например, если массив состоит из 10 000 реализаций, то используются ресурсы из 1000-й, 5000-й и 9000-й реализаций отсортированного массива.

Теоретически, можно было бы принять для каждого расчётного варианта тот набор подтвердившихся пластов и структур и те значения площадей и толщин, которые «приурочены» к соответствующим реализациям МК. Однако природа метода МК такова, что соответствующие наборы значений могут характеризоваться огромным разбросом и слабо коррелировать с суммарными

³⁶ Если бы площадь была единственным подсчётным параметром, варьируемым при построении распределения ресурсов методом МК, то этими значениями оказались бы соответствующие процентиля входного вероятностного распределения площади. Однако обычно варьируются все или по крайней мере все основные подсчётные параметры.

³⁷ Для определённости используем в качестве примера эту тройку процентилей.

ресурсами. В результате принятые значения с высокой вероятностью окажутся непредставительными для соответствующих значений ресурсов, и их использование в расчёте окажется лишённым смысла.

Для решения данной проблемы в настоящем исследовании разработан подход, основанный на статистическом анализе реализаций в некоторой окрестности соответствующего процентиля. Например, для процентиля P_{10} принимается среднее значение площади (или наиболее часто встречающееся количество / конфигурация подтвердившихся структур и т.д.) в подмножестве отсортированного массива случайных реализаций, начиная с P_{09} и заканчивая P_{11} . Или начиная с P_{08} и заканчивая P_{12} – ширина окрестности может быть разной. Для иллюстрации предложенного подхода проанализируем результаты моделирования извлекаемых ресурсов, выполненного методом МК для некоторой условной залежи нефти. Диапазоны подсчётных параметров, использованные для моделирования, представлены в таблице 3.2. Реализация предложенного подхода визуализирована в таблице 3.3.

Таблица 3.2. Вероятностные распределения подсчётных параметров

Параметр	площадь, км ²	толщина, м	Кп, %	Кн, %	пересч. коэф.	плотность, г/см ³	КИН, д.е.
распределение	логнорм.	логнорм.	норм.	норм.	норм.	норм.	норм.
P_{01}	1.5	1	16	55	0.80	0.82	0.25
P_{99}	40	12	24	75	0.90	0.92	0.40

Таблица 3.3. Определение «представительных» значений параметров в окрестностях целевых процентов, на примере площади залежи

№ реализации	1	2	...	901	...	999	1000	1001	...	1100	4999	5000	5001	8999	9000	9001	9999	10000
процентиль	P_0	$P_{0.01}$...	P_{09}	...	$P_{09.99}$	P_{10}	$P_{10.01}$...	P_{11}	$P_{49.99}$	P_{50}	$P_{50.01}$	$P_{89.99}$	P_{90}	$P_{90.01}$	$P_{99.99}$	P_{100}
ресурсы, тыс. т	31.1	34.4	...	246.7	...	261.2	261.3	261.4	...	273.4	831.0	831.3	831.3	2578	2580	2582	19416	22254
площадь, км ²	1.2	0.8	...	4.2	...	4.1	2.8	3.0	...	4.6	9.8	4.4	5.7	12.0	33.9	32.0	37.8	50.1
эф. н. толщ., м	1.0	1.7	...	1.7	...	2.1	2.9	2.5	...	1.8	3.0	6.6	5.1	6.6	2.1	3.1	16.6	16.7
пористость, %	19.7	19.2	...	23.0	...	20.9	19.8	22.5	...	18.9	21.0	19.7	18.9	21.5	21.1	16.5	22.6	20.6

Проведённый по данной схеме анализ – осреднение 200 значений в каждой из трёх окрестностей – позволил присвоить трём сценарным вариантам

следующие значения площади нефтеносности: $P_{10} = 3.9 \text{ км}^2$, $P_{50} = 8.8 \text{ км}^2$, $P_{90} = 17.0 \text{ км}^2$. Нетрудно убедиться, что если бы значения площадей были взяты непосредственно из реализаций МК, относящихся к соответствующим процентилям (2.8, 4.4 и 33.9 км²), то ошибки составили бы для P_{10} – 28%, для P_{50} – 50%, для P_{90} – 99%.

3.4. Статистическое определение наборов залежей и структур

Рассмотрим более сложный пример. Пусть на оцениваемом участке имеется три перспективных структуры и два потенциально продуктивных пласта, что даёт шесть поисковых объектов. Значения P_{99} площади нефтеносности по структурам составляют 20, 60 и 40 км² (для простоты диапазоны площадей приняты одинаковыми для обоих пластов), вероятность подтверждения залежей по трём структурам – 0.42, 0.30 и 0.12 для первого пласта, 0.35, 0.25 и 0.10 – для второго (все значения перечислены в порядке нумерации структур). Входные распределения подсчётных параметров те же, что в предыдущем примере, за исключением толщины второго пласта: 3–15 м вместо 1-12 м. Поскольку для толщины используется логнормальное распределение, то средняя толщина второго пласта и соответственно приуроченные к нему ресурсы оказываются примерно в 2 раза больше, чем у первого.

Результаты моделирования МК и статистического анализа в окрестностях процентилей P_{10} , P_{50} и P_{90} представлены в таблице 3.4. В столбцах «количество структур» и «количество залежей» представлены значения математического ожидания, полученные осреднением по случайным реализациям, аналогично расчёту площади в примере из предыдущего раздела. В результате можно, округляя, считать, что вариант P_{10} соответствует обнаружению одной залежи в одной из структур, вариант P_{50} – обнаружению двух залежей в одной структуре (или, с более низкой вероятностью, по одной залежи в каждой структуре), вариант P_{90} – двум залежам в одной структуре и ещё одной залежи в другой. Вероятность подтверждения всех трёх структур пренебрежимо мала даже для варианта P_{90} .

Таблица 3.4. Результаты для примера с 3 структурами и 2 пластами

вариант	извл. ресурсы нефти, тыс. т	количество структур	количество залежей
P ₁₀	482.8	1.06	1.09
P ₅₀	2054.7	1.36	1.96
P ₉₀	6698.3	1.79	2.77

В таблице 3.5 представлен более сложный статистический анализ реализаций МК, позволяющий каждому из трёх перцентилей поставить в соответствие некоторую наиболее вероятную конфигурацию залежей (а не только их количество). В этом анализе учитывается как частота встречаемости каждой залежи в окрестности соответствующего перцентиля, так и статистический вклад каждой залежи в величину суммарных ресурсов данного перцентиля. Кроме того, при формировании конфигурации залежей изначально фиксируется ожидаемый для данного перцентиля набор структур.

Таблица 3.5. Формирование ожидаемых наборов структур по вариантам

		«встречаемость», д. е.			"вклад" в ресурсы, тыс. т			наборы залежей, тыс. т		
		Стр. 1	Стр. 2	Стр. 3	Стр. 1	Стр. 2	Стр. 3	Стр. 1	Стр. 2	Стр. 3
P ₁₀	Пласт 1	0.51	0.21	0.09	224	92	40	483	0	0
	Пласт 2	0.23	0.04	0.01	102	18	7	0	0	0
P ₅₀	Пласт 1	0.58	0.34	0.13	459	338	118	858	0	0
	Пласт 2	0.51	0.28	0.11	641	371	125	1197	0	0
P ₉₀	Пласт 1	0.54	0.55	0.26	684	1239	482	1028	1859	0
	Пласт 2	0.51	0.67	0.24	1022	2538	737	0	3811	0

Можно отметить, что для каждого из трёх вариантов сумма «вкладов» по всем залежам и сумма ресурсов рекомендуемого набора залежей (таблица 3.5) равны величине извлекаемых ресурсов данного варианта (таблица 3.4); сумма значений «встречаемости» равна ожидаемому в данном варианте количеству залежей.

Интересно отметить, что практическая реализация предложенного подхода в большинстве случаев даёт результаты, могущие показаться парадоксальными. Рассмотрим более внимательно наборы залежей, сформированные алгоритмом в качестве наиболее вероятных (таблица 3.5), и сравним их со входными диапазонами подсчётных параметров, заданными для моделирования. Все шесть залежей различаются распределениями толщины и площади, при этом толщина

второго пласта больше, чем первого, площадь второй структуры – больше, чем остальных двух. Таким образом, наиболее многообещающей по ресурсам является вторая залежь второго пласта. И действительно, она «выстрелила» в варианте P_{90} , в котором этой залежи приписано 3811 тыс. т – более половины от суммарных ресурсов варианта P_{90} . Однако эта залежь отсутствует в остальных двух вариантах. Более того, в варианте P_{10} отсутствуют как вторая структура, так и второй пласт. Если обратиться к средней части таблицы 3.5 («вклады» поисковых объектов в суммарные ресурсы каждого из трёх вариантов), то оказывается, что «вклад» первой залежи первого пласта – наименее перспективного по ресурсам объекта – оказался наибольшим (224 тыс. т), в то время как вклад второй залежи второго пласта (самой крупной) составляет всего 18 тыс. т. Это может показаться нелогичным. Другое кажущееся противоречие: наибольшая вероятность подтверждения присвоена в модели залежам первой структуры, однако в варианте P_{90} две из трёх залежей «наиболее вероятной конфигурации» относятся ко второй структуре.

Нетрудно убедиться, что оба перечисленные, равно как и другие кажущиеся противоречия на самом деле таковыми не являются. Результат моделирования представляет собой массив вероятностных реализаций метода МК, в котором каждая реализация характеризуется некоторым набором подтвердившихся залежей, каждая из которых, в свою очередь, характеризуется своим набором подсчётных параметров и, соответственно, некоторой величиной ресурсов углеводородов. Этот массив сортируется по величине суммарных ресурсов (сумма по подтвердившимся залежам), после чего избранные реализации отсортированного массива принимаются как P_{10} , P_{50} и P_{90} полученного вероятностного распределения.

В ходе этой сортировки проявляются следующие закономерности: те реализации МК, у которых в числе подтвердившихся поисковых объектов имеются наиболее крупные залежи, характеризуются в целом высокими значениями суммарных ресурсов. И наоборот, реализации, включающие только мелкие объекты, имеют в целом низкие суммарные ресурсы. Вследствие этого

одни реализации тяготеют к началу отсортированного массива, другие – к его концу. В результате и получается первое из отмеченных выше кажущихся противоречий: основные по ресурсам объекты – залежи второй структуры – практически не дают никакого вклада в вариант P_{10} : данный вариант «представляет» реализации с малыми запасами, находящиеся в начале сортированного массива. В варианте P_{50} вклад основных объектов также незначителен по сравнению со вкладом залежей первой структуры.

Другое кажущееся противоречие – отсутствие второй залежи первой структуры в итоговом наборе залежей по варианту P_{90} – объясняется тем, что данный объект характеризуется малыми значениями площади и толщины по сравнению с залежами второй структуры. Поэтому, хотя *в целом* вероятность его подтверждения выше, чем у залежей второй структуры, но значительная часть содержащих его реализаций после сортировки оказывается в начале или в середине вероятностного массива и, таким образом, относится к вариантам P_{10} и P_{50} . Это, разумеется, не означает, что данная залежь полностью отсутствует в реализациях, относящихся к P_{90} . Согласно таблице 3.5, она присутствует в 51% соответствующих реализаций. Однако три другие залежи имеют более высокий процент встречаемости, а ожидаемое количество³⁸ залежей для данного варианта составляет 3 (до округления – 2.77).

Практический пример использования

На рисунках 3.2 – 3.4 представлены схемы поверхностного обустройства, рассчитанные для трёх сценарных вариантов подтверждения ресурсной базы. В данном случае учтены наиболее вероятные количества и наборы условно подтвердившихся структур, соответствующие каждой из трёх величин ресурсов: три структуры ожидаются во всех трёх вариантах (Ново-Медовая, Урмановская, Восточно-Троицкая). Две – отсутствуют во всех вариантах (Булякская и Северо-

³⁸ Необходимо понимать, что в разных реализациях количество подтвердившихся залежей может существенно различаться, в том числе у реализаций, имеющих практически одинаковые значения суммарных ресурсов. За ожидаемое количество принимается среднее арифметическое в определённой окрестности соответствующего процентиля, как описано в разделе 3.3.

Кальшалинская). Остальные 5 структур реализуются в различных комбинациях.

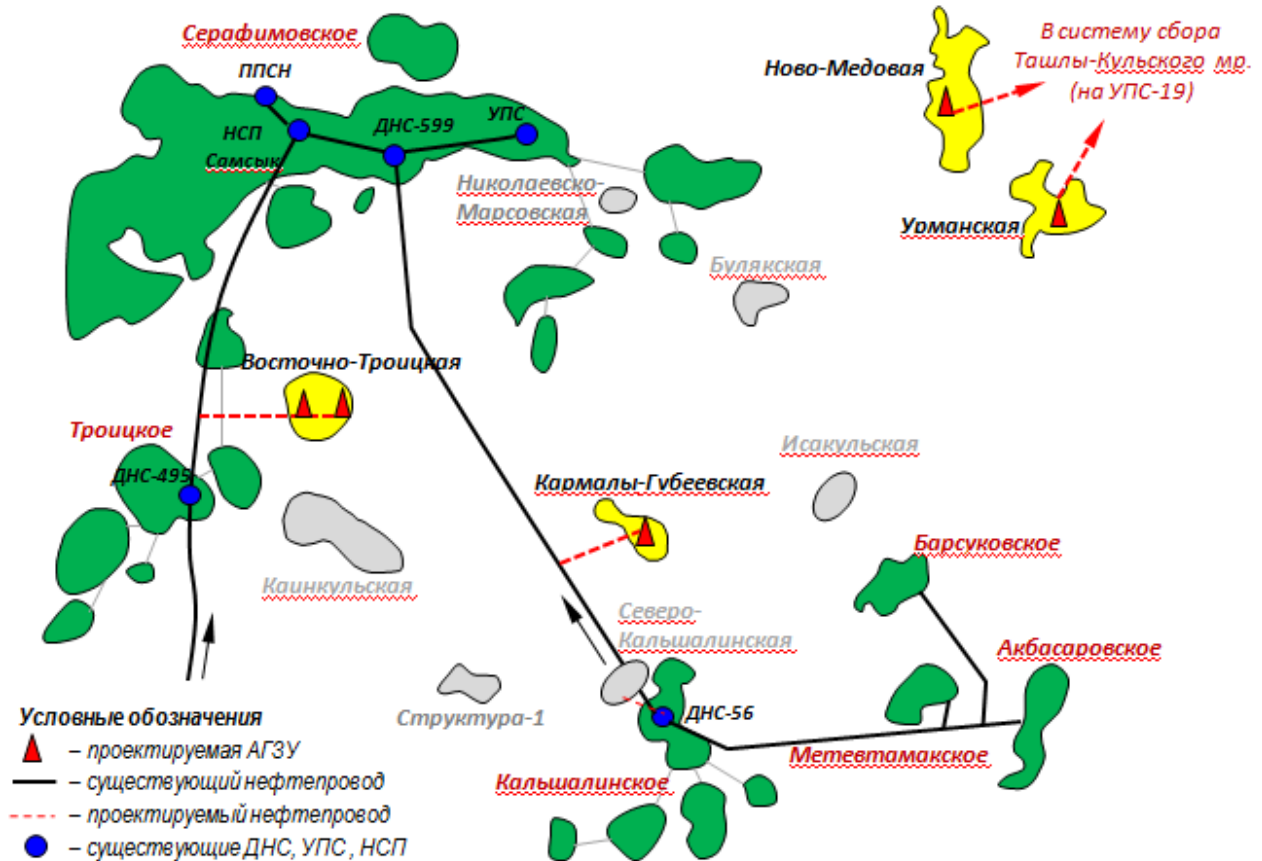


Рисунок 3.2. Поверхностное обустройство Губеевского л.у., вариант P10

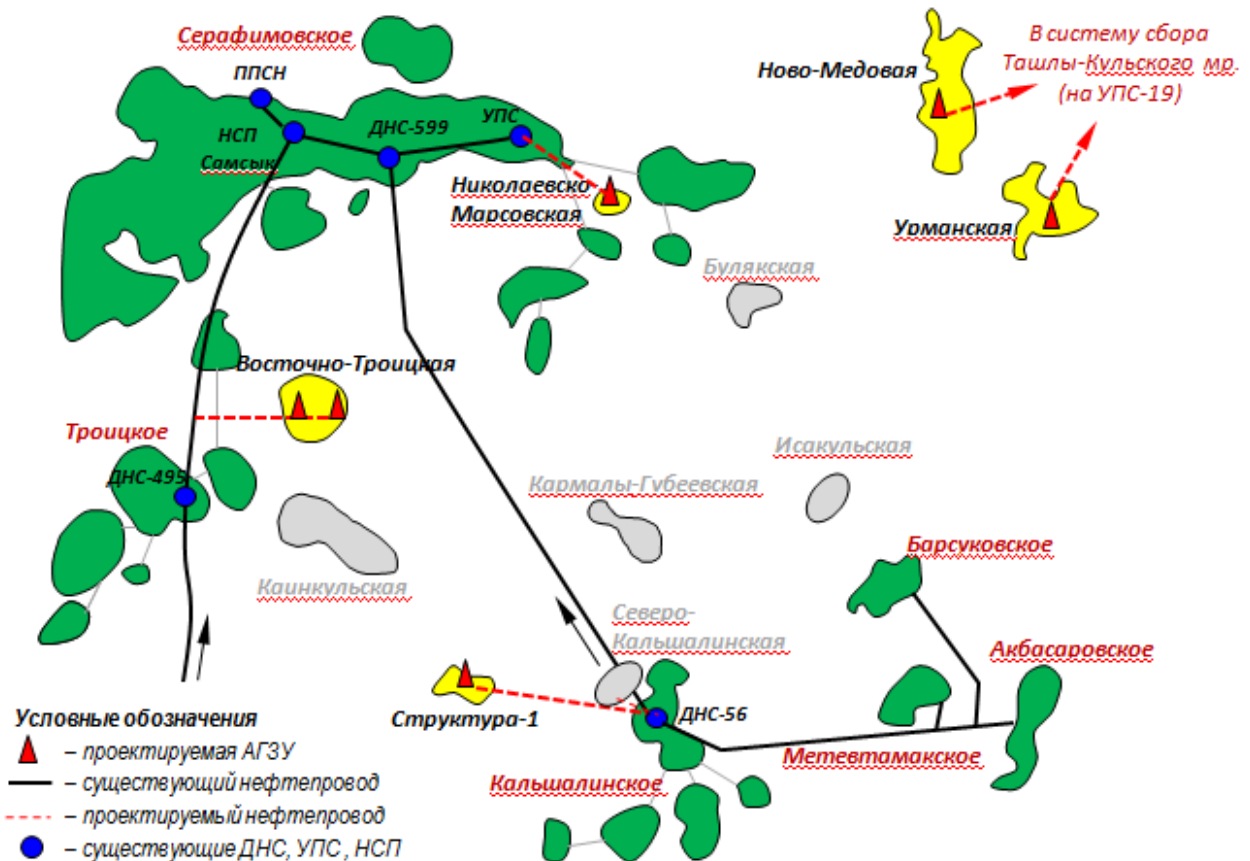


Рисунок 3.3. Поверхностное обустройство Губеевского л.у., вариант Р50

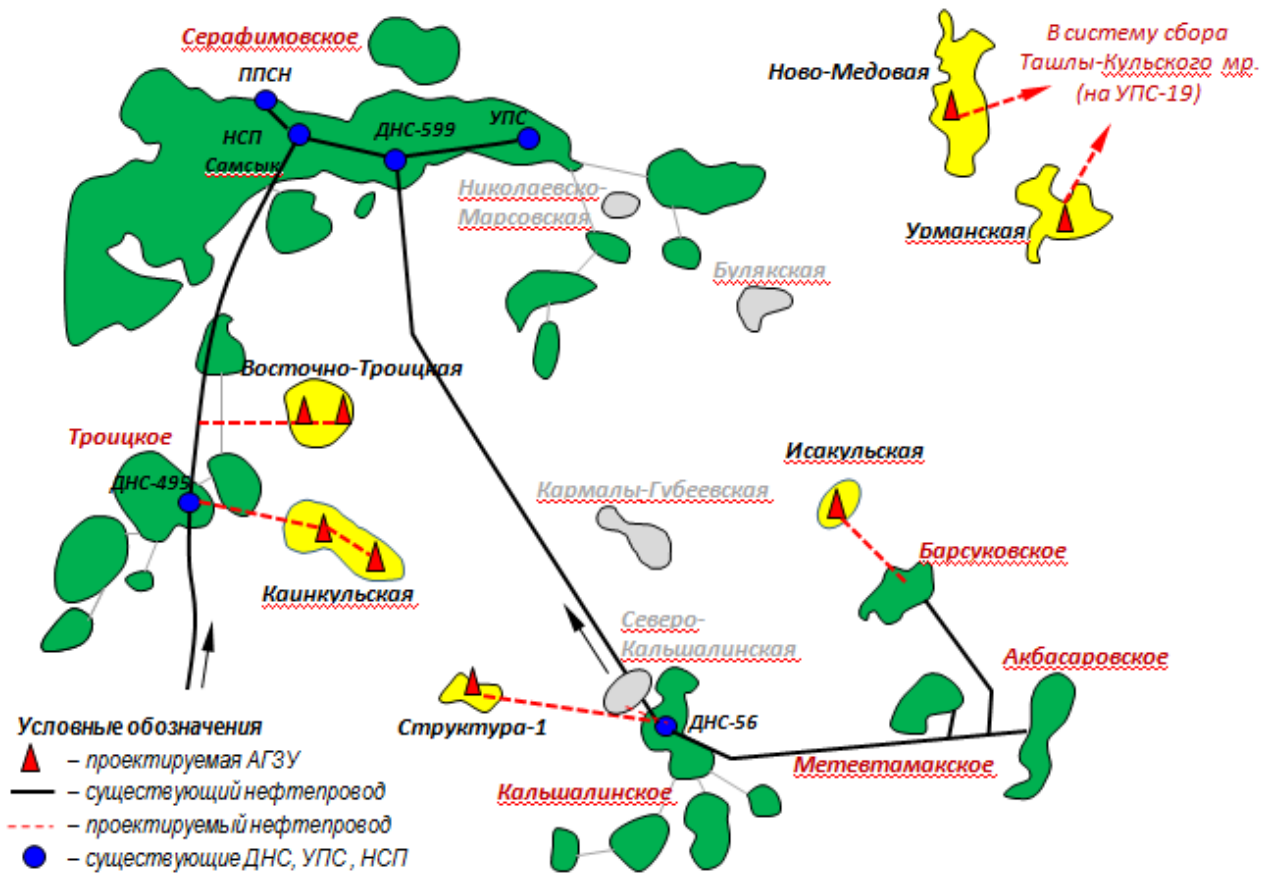


Рисунок 3.4. Поверхностное обустройство Губеевского л.у., вариант Р90

В заключение необходимо подчеркнуть: получаемый в результате набор из трёх конфигураций залежей характеризуется определённой долей условности, поэтому использовать его в дальнейших расчётах следует лишь после ознакомления с исходными статистическими значениями «встречаемости» и «вкладов», а также с реальными значениями (до их округления до целых чисел) ожидаемого количества залежей и структур из таблицы 3.4. Как минимум, следует отдавать себе отчёт в том, что это лишь наиболее вероятный из возможных альтернативных наборов. В проблемных случаях – например, когда от конфигурации залежей зависит количество буровых платформ или другие высокочатратные элементы поверхностного обустройства – может оказаться целесообразным не ограничиваться этим наиболее вероятным набором, а рассчитать дополнительные, альтернативные варианты распределения суммарных ресурсов по поисковым объектам. Для этого необходимо и достаточно

проанализировать статистические данные о «встречаемости» и «вкладах», аналогичные приведённым в таблице 3.5.

Предложенная методика статистического соотнесения дискретных значений ресурсов с наиболее вероятными значениями остальных параметров применима для любой схемы дискретизации вероятностных распределений, в том числе для усовершенствованной схемы, предложенной в [52]. Основные положения третьей главы опубликованы в [130].

ГЛАВА 4. ВЫВОД АНАЛИТИЧЕСКИХ ФОРМУЛ ДЛЯ РАСЧЁТА ВЕРОЯТНОСТИ СУЩЕСТВОВАНИЯ МЕСТОРОЖДЕНИЯ

В первой главе было показано, что для отдельной залежи вероятность её существования может быть представлена в виде произведения вероятностей набора геологических факторов (раздел 1.3). При наличии нескольких потенциальных залежей необходимо в явном виде учитывать частичную зависимость между наличием/отсутствием действия геологических факторов в разных поисковых объектах. В результате сложность вычисления вероятности наличия месторождения («хотя бы одной залежи») быстро возрастает с увеличением количества объектов. В главе 2 было показано, что разработанный метод интегрального учёта неопределённостей, в основе которого лежит метод Монте-Карло, позволяет *численно* находить эту вероятность – как отношение количества успешных случайных реализаций метода к общему количеству реализаций МК. В четвёртой главе решена задача по разработке математического аппарата для *аналитического* расчёта вероятности существования месторождения, с учётом введённого в главе 2 разделения геологических факторов на протяжённые и локальные составляющие, для произвольного количества поисковых объектов.

4.1. Подготовка к выводу формул

Во 2-й главе была введена матрица поисковых объектов, лежащая в основе разработанной модели интегрального учёта рисков и неопределённостей (раздел 2.2). Вывод аналитических формул также базируется на этой матрице.

Пусть на оцениваемой площади имеется n структур и m пластов, что формирует матрицу из $n \cdot m$ потенциальных поисковых объектов-залежей (рисунок 4.1). Обозначим вероятность наличия материнских пород для данной площади – через M , вероятность проявления региональной составляющей комбинированной вероятности коллектора, покрышки и сохранности залежи в j -том пласте – через R_j , вероятность того, что в произвольной структуре j -того пласта реализуется локальная составляющая этой комбинированной вероятности, а также фактор

миграции, – через L_{ji} (первый индекс обозначает пласт, второй – структуру), вероятность подтверждения i -той структуры – через S_i . Тогда вероятность подтверждения продуктивности j -того пласта в i -той структуре равна произведению этих четырёх переменных: $M \cdot S_i \cdot R_j \cdot L_{ji}$.

		Структуры, вероятности S_i					
		S_1	S_2	...	S_i	...	S_n
Пласты, региональные вероятности R_j	R_1	L_{11}	L_{12}	...	L_{1i}	...	L_{1n}
	R_2	L_{21}	L_{22}	...	L_{2i}	...	L_{2n}

	R_j	L_{j1}	L_{j2}	...	L_{ji}	...	L_{jn}

	R_m	L_{m1}	L_{m2}	...	L_{mi}	...	L_{mn}

Рисунок 4.1. Матрица поисковых объектов и области действия геологических факторов

Итак, необходимо вывести аналитическую формулу для вероятности наличия хотя бы одной залежи на оцениваемой площади. В рамках описанной выше модели, искомая вероятность – это вероятность того, что найдётся хотя бы одна подтвердившаяся структура (S_i), а также хотя бы один такой пласт, у которого, во-первых, подтвердится региональная составляющая геологических факторов (R_j) и, во-вторых, подтвердится локальная составляющая – для данного пласта в данной структуре (L_{ji}); и при этом имеется в наличии толща материнских пород (M).

Для того, чтобы разобраться, как «работают» введённые выше параметры, рассмотрим несколько вспомогательных вопросов. Какова вероятность того, что в j -том пласте подтвердятся все потенциальные залежи? Для этого необходимо одновременное осуществление следующего: 1) наличие материнских пород – M ; 2) подтверждение этого пласта в региональном смысле – R_j ; 3) подтверждение всех n структур – $S_1 \cdot S_2 \cdot \dots \cdot S_n$; 4) локальное подтверждение данного пласта в каждой из структур – $L_{j1} \cdot L_{j2} \cdot \dots \cdot L_{jn}$. Таким образом, данная вероятность равна произведению $M \cdot R_j \cdot \prod_{i=1}^n (S_i) \cdot \prod_{i=1}^n (L_{ji})$, где функция $\prod_{i=1}^n ()$ означает

произведение всех соответствующих элементов с индексом i , изменяющимся от 1 до n .

Далее, вероятность того, что не подтвердится ни одна структура, равна произведению вероятностей неподтверждения каждой из структур: $(1-S_1) \cdot (1-S_2) \cdot \dots \cdot (1-S_n)$, то есть $\prod_{i=1}^n (1 - S_i)$. Соответственно, вероятность подтверждения *хотя бы одной* структуры должна дополнять эту величину до единицы. Таким образом, эта вероятность составляет $1 - \prod_{i=1}^n (1 - S_i)$.

И ещё один вопрос: сколько существует различных комбинаций подтвердившихся структур? Во-первых, необходимо учесть, что может подтвердиться любое количество структур, от 1 до n (пока что исключаем из рассмотрения вариант подтверждения *нуля* структур). Далее, для каждого количества k подтвердившихся структур существует определённое количество их возможных наборов, которое в математике принято называть «число сочетаний из n по k » и обозначать C_n^k . Тогда общее количество вариантов получаем суммированием по всем возможным k , которое может принимать значения от 1 до n : $N = \sum_{k=1}^n C_n^k$. Число сочетаний вычисляется по формуле $C_n^k = \frac{n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{1 \cdot 2 \cdot \dots \cdot k} = \frac{n!}{k! (n-k)!}$.

4.2. Формула для частного случая: один пласт, n структур

Рассмотрим сначала упрощённую модель: один пласт, n структур. Какова вероятность того, что в этом пласте не обнаружится ни одной залежи? Это может произойти в силу следующих причин: 1) отсутствует материнская порода; 2) материнская порода есть, но не подтвердились все n структур; 3) материнская порода есть, хотя бы одна структура подтвердилась, но пласт не подтвердился регионально; 4) материнская порода есть, хотя бы одна структура подтвердилась, пласт регионально подтвердился, но локально он не подтвердился ни в одной из подтвердившихся структур.

Обозначим вероятности каждого из четырёх перечисленных случаев через P_1 , P_2 , P_3 и P_4 соответственно, тогда искомая вероятность равна сумме $P_1 + P_2 + P_3 + P_4$. Отметим, что каждая из приведённых выше формулировок в явном виде

исключает действие всех предыдущих причин. В противном случае простое суммирование привело бы к завышению искомой вероятности, так как варианты совместного негативного действия двух и более факторов оказались бы учтёнными несколько раз (например, при сложении вероятности отсутствия структур с вероятностью отсутствия материнских пород дважды учитывается вариант, в котором отсутствует и те, и другие). Согласно данным выше определениям, $P_1 = 1 - M$; $P_2 = M \cdot \prod_{i=1}^n (1 - S_i)$; $P_3 = M \cdot [1 - \prod_{i=1}^n (1 - S_i)] \cdot (1 - R)$.

Четвёртый случай более сложен, так как предполагает произвольное количество подтвердившихся структур с условием, что в каждой из них оцениваемый пласт занулён в силу действия локальных факторов (при том, что регионально он является подтверждённым). Таким образом, имеем совокупность вариантов, каждый из которых характеризуется следующим: 1) пласт регионально подтверждён, материнские породы имеются; 2) некое количество k из общего количества n структур – подтвердились; 3) все остальные $(n-k)$ структур – не подтвердились; 4) оцениваемый пласт локально занулён во всех k подтвердившихся структурах. Общее количество этих вариантов определено в предыдущем разделе: $N = \sum_{k=1}^n C_n^k$. Вероятность же каждого варианта имеет следующий вид:

$$P_4^{k,x} = M \cdot R \cdot \prod_{i=1}^k (S_i \cdot [1 - L_i]) \cdot \prod_{i=k+1}^n (1 - S_i). \quad (4.1)$$

В левой части этого уравнения индекс k означает, что рассматривается один из тех вариантов, в которых подтвердилось k из n структур; индекс x обозначает номер подварианта (как указывалось в разделе 4.1, для каждого варианта k насчитывается C_n^k этих подвариантов). В правой части уравнения первое произведение $P()$ даёт вероятность того, что все k структур подтвердились, при этом в каждой из них пласт локально занулён. Второе произведение $P()$ даёт вероятность того, что все остальные $n-k$ структур – не подтвердились: как и ранее, рассматриваются только взаимоисключающие случаи, чтобы обеспечить возможность суммировать их вероятности. Набор из k подтвердившихся структур может быть любым, соответственно, в первом произведении $P()$ участвуют

параметры подтвердившихся структур, во втором – параметры остальных (n-k) структур.

Таким образом, для каждого возможного количества k подтвердившихся структур вероятность того, что в каждой из этих структур пласт локально занулён, представляет собой сумму по C_n^k подвариантам: $P_4^k = M \cdot R \cdot \sum_{x=1}^{C_n^k} [\prod_{i=1}^k (S_i \cdot [1-L_i]) \cdot \prod_{i=k+1}^n (1-S_i)]$. Теперь для того, чтобы найти суммарную вероятность P_4 , необходимо просуммировать P_4^k для всех k:

$$P_4 = \sum_{k=1}^n P_4^k = M \cdot R \cdot \sum_{k=1}^n \left(\sum_{x=1}^{C_n^k} [\prod_{i=1}^k (S_i \cdot [1-L_i]) \cdot \prod_{i=k+1}^n (1-S_i)] \right). \quad (4.2)$$

Итак, определена вероятность каждой из четырёх возможных причин полного отсутствия залежей в оцениваемом пласте: P_1 , P_2 , P_3 и P_4 . Тогда вероятность обнаружения в этом пласте хотя бы одной залежи определяется следующим образом: $P_g = 1 - \sum_{i=1}^4 P_i$. После несложных преобразований получаем:

$$P_g = M \cdot R \cdot \left[1 - \prod_{i=1}^n (1-S_i) - \sum_{k=1}^n \sum_{x=1}^{C_n^k} \prod_{i=1}^k (S_i \cdot (1-L_i)) \prod_{i=k+1}^n (1-S_i) \right]. \quad (4.3)$$

Теперь небольшая тонкость. Во-первых, по определению $C_n^0 = 1$ (можно лишь *одним* способом выбрать *ноль* элементов из множества n, а именно – не выбрать ни одного элемента). Во-вторых, произведение *нулевого* количества сомножителей по определению равно единице. Поэтому при k=0 имеем: $\prod_{i=1}^k (S_i \cdot (1-L_i)) = 1$; $\prod_{i=k+1}^n (1-S_i) = \prod_{i=1}^n (1-S_i)$;

$\sum_{k=0}^n \sum_{x=1}^{C_n^{k=0}} \prod_{i=1}^{k=0} (S_i \cdot (1-L_i)) \prod_{i=k+1=1}^n (1-S_i) = \prod_{i=1}^n (1-S_i)$. Следовательно, в формуле (4.3) можно включить группу $\prod_{i=1}^n (1-S_i)$ в двойное суммирование $\sum_{k=1}^n \sum_{x=1}^{C_n^k}$, всего лишь изменив диапазон для индекса k: теперь он будет изменяться от 0 до n. В результате формула приобретает следующий вид:

$$P_g = M \cdot R \cdot \left[1 - \sum_{k=0}^n \sum_{x=1}^{C_n^k} \prod_{i=1}^k (S_i \cdot (1-L_i)) \prod_{i=k+1}^n (1-S_i) \right]. \quad (4.4)$$

Поскольку индекс k соответствует количеству подтвердившихся структур, то фактически включение нуля в интервал суммирования по этому индексу означает отнесение варианта неподтверждения всех структур – к общему случаю.

Ранее этот вариант рассматривался отдельно, на самом же деле, как видим, он органично входит в общую формулу.

4.3. Формула для общего случая: m пластов, n структур

В предыдущем разделе была выведена формула для частного случая, когда потенциально продуктивный пласт является единственным. Возможность наличия произвольного количества пластов делает необходимым повторить те же рассуждения, которые в предыдущем разделе были проведены для произвольного количества структур. Для упрощения предположим, что материнские породы гарантированно имеются, и исключим параметр M .

Количество пластов, подтверждённых «в региональном смысле», может составить произвольное количество от 0 до m (на этот раз вариант *нуля* объектов сразу трактуется как частный случай общей формулы). Далее, для каждого из этих $m+1$ вариантов количества регионально подтверждённых пластов имеется C_m^p подвариантов, каждый из которых соответствует определённому набору из p пластов. Вероятность реализации каждого из этих наборов представляет собой

$$P^p = \prod_{j=1}^p (R_j) \prod_{j=p+1}^m (1 - R_j), \quad (4.5)$$

где индекс p обозначает количество регионально подтвердившихся пластов, первое произведение обеспечивает региональное подтверждение всех пластов этой группы, второе произведение – региональное неподтверждение всех остальных $m-p$ пластов.

Продолжим рассмотрение одного из подвариантов, характеризующихся определённым набором регионально подтвердившихся пластов. Для того, чтобы *все* потенциальные объекты оказались неподтверждёнными, в каждом из регионально подтвердившихся пластов все залежи должны оказаться занулёнными – либо из-за неподтверждения структуры, либо из-за локального неподтверждения каждого из этих пластов в каждой из подтвердившихся структур. Вероятность этого определяется следующим выражением:

$$P_0^p = \prod_{j=1}^p (R_j) \prod_{j=p+1}^m (1 - R_j) \cdot \left(\sum_{k=0}^n \sum_{x=1}^{C_n^k} \prod_{i=1}^k (S_i \cdot \prod_{j=1}^p (1 - L_{jj})) \cdot \prod_{i=k+1}^n (1 - S_i) \right) \quad (4.6)$$

Первая часть данной формулы воспроизводит формулу (4.5) – вероятность реализации данного набора регионально подтвердившихся пластов. Вторая же часть обеспечивает неподтверждение всех потенциальных залежей регионально подтвердившихся пластов и представляет собой модификацию формулы (4.2). Отличие заключается в том, что теперь локальное зануление залежей, находящихся на пересечении подтвердившихся пластов и подтвердившихся структур, должно произойти в рамках каждой структуры не для одного-единственного пласта, а для всех регионально подтвердившихся пластов. Поэтому в последнем произведении вместо члена $(1-L_i)$ появляется группа $\prod_{jj=1}^p (1-L_{jj})$, причём индекс jj пробегает по тому же конкретному набору из p пластов, что индекс j в произведении $\prod_{j=1}^p (R_j)$, – набору регионально подтвердившихся пластов, которым характеризуется данный подвариант.

Теперь остаётся просуммировать вероятности по всем вариантам и подвариантам регионально подтвердившихся пластов. Как и при рассмотрении вариантов и подвариантов структур в предыдущем разделе, это достигается двойным суммированием:

$$P_0 = \sum_{p=0}^m \sum_{y=1}^{C_m^p} [P_0^p] =$$

$$= \sum_{p=0}^m \sum_{y=1}^{C_m^p} \left[\prod_{j=1}^p (R_j) \prod_{j=p+1}^m (1-R_j) \cdot \left(\sum_{k=0}^n \sum_{x=1}^{C_n^k} \prod_{i=1}^k \left(S_i \cdot \prod_{jj=1}^p (1-L_{jj}^i) \right) \cdot \prod_{i=k+1}^n (1-S_i) \right) \right] \quad (4.7)$$

Индексы j и jj пробегают только по тем p регионально подтвердившимся пластам, которые входят в набор с индексом y ; индекс i пробегает только по тем k подтвердившимся структурам, которые входят в набор с индексом x . Соответственно, $\prod_{jj=1}^p (1-L_{jj}^i)$ – это вероятность локального неподтверждения всех p пластов, входящих в набор с индексом y , во всех k структурах, входящих в набор с индексом x . Таким образом, полученная формула имеет следующий логический смысл: если в матрице потенциальных залежей имеется некоторое количество подтвердившихся структур и некоторое количество регионально подтвердившихся пластов, то все потенциальные залежи, находящиеся на пересечении подтвердившихся структур и подтвердившихся пластов, занулены

действием локальных факторов L_{jj}^i . Вероятности каждого отдельного зануления складываются, так как являются взаимоисключающими.

Соответственно, вероятность наличия хотя бы одной залежи составляет $1-P_0$. Теперь необходимо учесть, за рамками рассмотрения оставался фактор наличия материнских пород. С учётом этого параметра, $P_g = M \cdot (1-P_0)$. В результате искомая формула приобретает окончательный вид:

$$P_g = M \cdot \left[1 - \sum_{p=0}^m \sum_{y=1}^{C_m^p} \left(\prod_{j=1}^p (R_j) \cdot \prod_{j=p+1}^m (1-R_j) \cdot \sum_{k=0}^n \sum_{x=1}^{C_n^k} \left(\prod_{i=1}^k \left(S_i \prod_{jj=1}^p (1-L_{jj}^i) \right) \cdot \prod_{i=k+1}^n (1-S_i) \right) \right) \right] \quad (4.8)$$

На рисунке 4.2 представлены пояснения по структуре данного выражения.

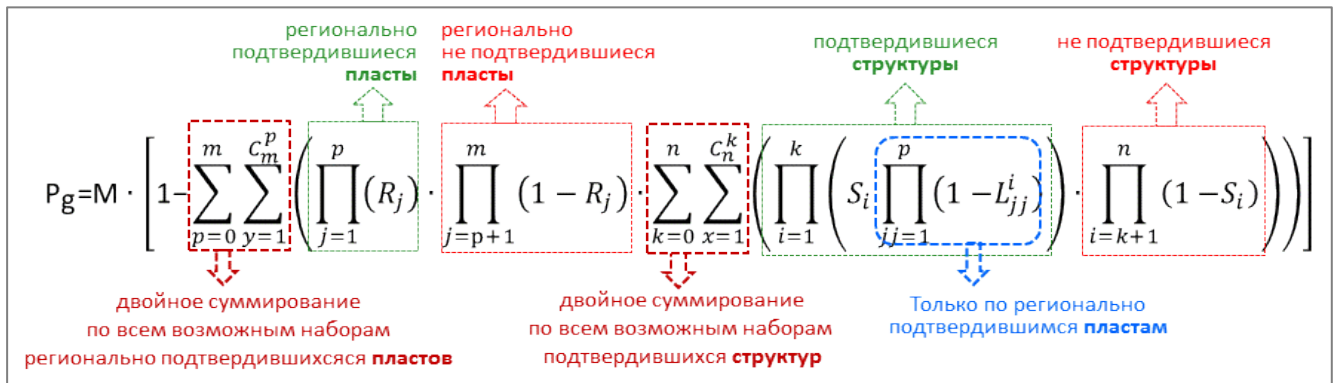


Рисунок 4.2. Визуальное пояснение структуры формулы 4.8

4.4. Проверка корректности аналитического решения

Для проверки корректности полученного аналитического решения проведён ряд численных экспериментов по вычислению P_g двумя способами: по формуле (4.8) и методом МК. Расчёты выполнялись для различных комбинаций поисковых объектов и для различных наборов значений геологических факторов. Отличная сходимость результатов подтверждает корректность формулы (4.8). Кроме того, благодаря этим расчётам получена возможность визуализировать погрешность метода МК и её постепенное (кстати, относительно медленное) уменьшение по мере увеличения количества случайных реализаций МК.

В качестве иллюстрации приведём результаты для модели двух пластов и двух структур. Вероятность подтверждения каждой из структур $S_1 = S_2 = 0,5$, региональная вероятность подтверждения каждого из пластов (произведение региональных компонент геологических факторов) $R_1 = R_2 = 0,5625$, локальная

вариативность пластов в пределах каждой из структур $L_{11} = L_{12} = L_{21} = L_{22} = 0,4$. Данный набор значений обобщённых параметров соответствует, например, значениям геологических факторов, представленным в таблице 4.1.

Таблица 4.1. Значения геологических факторов, принятые для расчётов

Фактор	Коллектор	Покрышка	Миграция	М. порода	Сохранность	Произведение	
						Rj	0.5625
Региональная	0.750	0.750	1.000	1.000	1.000	Rj	0.5625
Локальная	0.667	1.000	0.600	1.000	1.000	Lj	0.400
Итоговая	0.500	0.750	0.600	1.000	1.000	Pj	0.225

Результаты расчётов представлены на рисунке 4.2. Дополнительно на правой шкале для каждого отдельного расчёта МК выведена абсолютная величина погрешности, а также сглаженный график этой величины. Расчёты с количеством реализаций от 500 до 50 тысяч выполнены с шагом 500, далее от 52 до 100 тысяч реализаций – с шагом 2000.

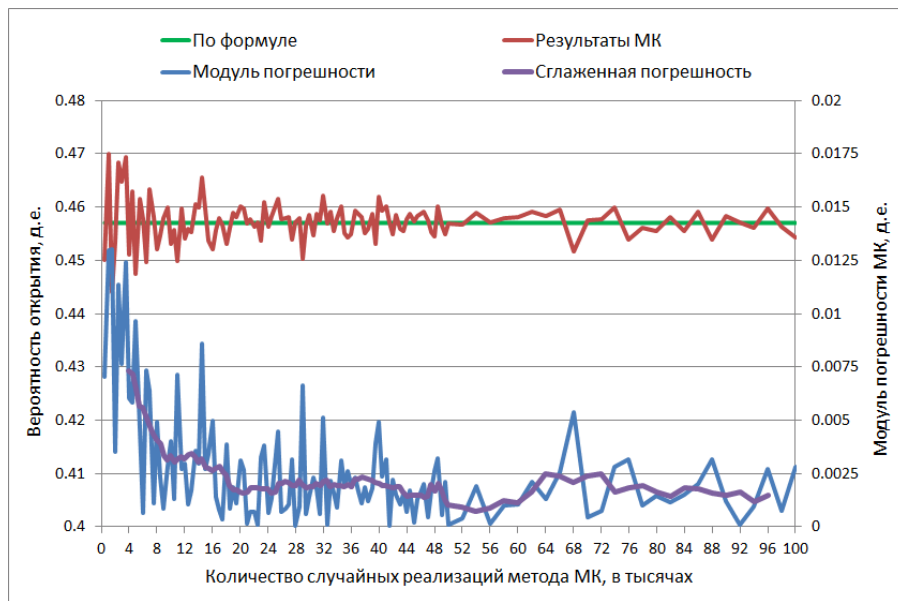


Рисунок 4.3. Сопоставление результатов численного (МК) и аналитического расчётов

На примере данного численного эксперимента видно, что по мере увеличения количества реализаций метода МК его результат стремится к истинному значению 0,457034, полученному по формуле (4.8). Так, среднее арифметическое по 25-ти последним результатам (от 52 до 100 тыс. реализаций) составляет 0,457066, что практически совпадает с истинным значением. В то же

время, у отдельных результатов погрешность может превышать 0,0025 и даже 0,005 – даже при столь значительном количестве случайных реализаций МК.

Данная величина погрешности может показаться несущественной на фоне уровня неопределённости входных параметров, назначаемых экспертно. Однако наличие аналитического решения открывает возможности для прикладного использования разработанного математического аппарата, которое как раз требует повышенной точности вычислений.

4.5. Потенциал применения

В настоящей работе представлена только первая часть проведённой работы по выводу семейства аналитических формул для вероятности существования месторождения. Эта часть работы объединяет результаты, опубликованные в [123]. Формулы для усложнённых моделей зависимости геологических факторов опубликованы в [119], но не включены в диссертационное исследование.

Полученный набор аналитических формул имеет не только теоретическую, но и вполне конкретную практическую ценность. Во-первых, как продемонстрировано в разделе 4.4, вероятность существования месторождения, определённая с помощью моделирования Монте-Карло – как отношение количества «успешных» случайных реализаций к их общему количеству, – всегда характеризуется некоторой погрешностью, даже при значительном количестве реализаций. Наличие же аналитических формул позволяет получать точное решение.

Помимо этого, аналитическое решение может использоваться при разработке и внедрении программных продуктов по вероятностной оценке ресурсов – для проверки корректности реализованного алгоритма Монте-Карло. Эта вторая область применения является узкоспециализированной, однако она также очень важна, поскольку иного способа проверить корректность расчёта Монте-Карло не существует – за исключением простейших моделей с малым количеством пластов и структур. Между тем, реализация сложных моделей зависимости для геологических факторов значительно усложняет алгоритм метода Монте-Карло, поэтому независимая проверка корректности необходима.

Однако наиболее перспективное применение аналитических формул связано с разработкой алгоритмов для формирования оптимальной последовательности опоскования группы структур. В [4] предложено решение данной задачи, основанное на использовании условных вероятностей для геологических факторов, при этом авторы напрямую вычисляют попарные коэффициенты корреляции для значительного количества параметров. Такой расчёт получается довольно громоздким.

В качестве направления дальнейшей работы, необходимо адаптировать представленный выше математический аппарат для решения данной задачи. Это позволит автоматизировать соответствующие расчёты и проводить их для более сложных моделей.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В работе рассмотрены существующие в науке подходы к вероятностной оценке ресурсов УВ. Выделены два ключевых аспекта неопределённости ресурсной базы: неопределённость, связанная с наличием или отсутствием залежей УВ на оцениваемой площади, и неопределённость, связанная с возможным количеством и размерами предполагаемых залежей. Рассмотрен аналитический инструментарий, традиционно применяемый для учёта этих двух неопределённостей:

1) анализ геологических факторов (наличие материнской породы, коллектора, покрышки, структурного замыкания, осуществления миграции, сохранности залежи), присвоение каждому из них вероятности его реализации и перемножение этих вероятностей;

2) задание вероятностных распределений подсчётных параметров и перемножение их методом Монте-Карло (МК) с получением вероятностного распределения ресурсов соответствующего поискового объекта.

Продемонстрировано, что существующая практика раздельного применения этих двух подходов позволяет для каждой потенциальной залежи определить вероятность её подтверждения и вероятностное распределение приуроченных к ней ресурсов, однако затем возникает проблема корректного агрегирования этих индивидуальных оценок – как вероятностных, так и объёмных составляющих, не имеющая технологичного решения. Характерно, что указанная проблема практически не упоминается в статьях и монографиях, посвящённых вероятностной оценке ресурсов.

Для преодоления данной проблемы во второй главе диссертации предложен и обоснован принцип интегрированной оценки неопределённостей, основанный на совместном моделировании методом МК как подсчётных параметров, так и геологических факторов всех поисковых объектов одновременно. В этом случае, во-первых, результатом моделирования является интегрированная оценка всей совокупности объектов и, следовательно, исчезает необходимость агрегирования

изолированных оценок. Во-вторых, в ходе моделирования появляется возможность воспроизвести и учесть все необходимые корреляционные отношения между параметрами поисковых объектов. В качестве математической основы метода предложена матрица поисковых объектов. Столбцы матрицы представляют собой перспективные структуры на оцениваемой площади – подготовленные, выявленные или просто предполагаемые. Строки матрицы – потенциально продуктивные пласты. Каждая ячейка матрицы, находясь на пересечении пласта и структуры, может представлять собой поисковый подсчётный объект – потенциальную залежь углеводородов. Матрица может иметь произвольное количество столбцов и строк, что позволяет моделировать площадь с произвольным количеством перспективных структур и потенциально продуктивных пластов. При этом возможность адресно занулять отдельные поисковые объекты позволяет применять матрицу для моделирования произвольной конфигурации реальных поисковых объектов, в том числе формируя в разных структурах различные наборы потенциально продуктивных пластов. Таким образом была решена **первая задача**, поставленная в 7-м разделе первой главы.

Вторая задача – обеспечение корректного учёта взаимных зависимостей между наличием либо отсутствием действия каждого геологического фактора в разных поисковых объектах – решена за счёт разделения геологических факторов на протяжённые и локальные составляющие. В пределах каждой единичной реализации метода МК каждая протяжённая компонента каждого геологического фактора моделируется как единый параметр для соответствующей группы поисковых объектов. За счёт этого в итоговом вероятностном распределении ресурсов удаётся воспроизвести корреляции между наличием или отсутствием действия каждого геологического фактора – для любой пары поисковых объектов и, следовательно, для всей совокупности моделируемых объектов.

Существенно, что метод допускает произвольное соотношение между протяжённой и локальной компонентами неопределённости каждого геологического фактора. Выбор той или иной модели зависимости должен

делаться на основе анализа геологического строения оцениваемой площади. В зависимости от степени изменчивости свойств того или иного пласта по простиранию, степени преемственности структурного фактора по разрезу, преимущественно вертикального или горизонтального характера миграции, наличия единой или нескольких нефтегазоматеринских толщ и т.д., – можно увеличивать или уменьшать вклад протяжённой компоненты соответствующего геологического фактора. В результате повышается или снижается вероятность одновременного подтверждения или неподтверждения залежи в разных поисковых объектах, приуроченных к соответствующему пласту или структуре.

Решению **третьей поставленной задачи** – проработке методических вопросов вероятностного моделирования подсчётных параметров потенциальных залежей – посвящены 3-й и 4-й разделы второй главы. Процесс формирования вероятностных распределений для подсчётных параметров предложено разделить на три этапа: 1) определить набор подсчётных параметров, подлежащих моделированию, после чего для каждого из них 2) выбрать тип вероятностного распределения и 3) задать количественные параметры распределения. По каждому этапу дан набор рекомендаций.

Показано, что с точки зрения неопределённости ключевым подсчётным параметром является площадь залежи, проблема формирования вероятностного распределения для данного параметра рассмотрена отдельно. Продемонстрировано, что традиционный подход к моделированию площади с помощью логнормального распределения способен приводить к систематическому занижению оценки ресурсов. Дана рекомендация, как предотвратить занижение оценки, не отказываясь от логнормального распределения.

Отдельно рассмотрена проблема выбора нижних пределов (в том числе условных) для вероятностных распределений параметров. С использованием условного понятия «минимальной залежи», показана логическая связь между трактовкой вероятности действия геологических факторов и нижними пределами распределений подсчётных параметров.

Четвёртая задача заключалась в том, чтобы обеспечить корректный учёт корреляций между значениями подсчётных параметров. Наряду с упоминающимися во многих публикациях парными корреляциями между петрофизическими параметрами в пределах одной залежи (например, коэффициент пористости – коэффициент нефтенасыщенности), в работе выделены в отдельную категорию пространственные корреляции между значениями одного параметра в разных поисковых объектах – в пределах единого пласта или структуры. Показано, что разработанный метод вероятностной оценки позволяет воспроизвести в том числе и этот второй тип корреляций – за счёт реализации частичного наследования между соответствующими поисковыми объектами иницирующих чисел метода МК.

Приведены результаты расчётов, показывающих эффект от учёта или неучёта корреляций обоих типов для результирующего вероятностного распределения ресурсов. В обоих случаях учёт корреляций приводит к возрастанию дисперсии распределения, в результате значение P_{10} уменьшается, а P_{90} – увеличивается. Значение P_{50} уменьшается, если распределение ресурсов вытянуто в области высоких значений, что имеет место в большинстве случаев. Математическое ожидание при учёте корреляций первого типа – увеличивается, при учёте корреляций второго типа – не меняется. Последнее объясняется тем, что в первом случае коррелируемые величины перемножаются (сами коррелируемые параметры), а во втором – суммируются (ресурсы отдельных поисковых объектов).

Решение **второй и четвёртой задач** обеспечивает корректный учёт как взаимных обусловленностей рисков, так и взаимных корреляций объёмов по всем моделируемым пластам и структурам. Такой результат недостижим при отдельной оценке рисков и ресурсов по каждому поисковому объекту, что продемонстрировано в заключительном разделе первой главы.

Сопоставление результатов расчётов, выполненных с учётом и без учёта корреляций геологических факторов, с результатами расчётов, выполненных с учётом и без учёта корреляций подсчётных параметров, демонстрирует, что в

первом случае расхождение между результатами оказывается более значительным. Это объясняется тем, что при учёте корреляций геологических факторов в каждой вероятностной реализации МК меняется *количество залежей*, в то время как корреляции между подсчётными параметрами регулируют только перераспределение повышенных и пониженных значений подсчётных параметров между реализациями МК. Влияние количества залежей на величину суммарных ресурсов в общем случае оказывается более существенным.

Процесс технико-экономической оценки геологоразведочных активов включает в себя переход от результата вероятностной оценки ресурсов, представляющего собой непрерывное вероятностное распределение, к дереву сценарных вариантов, традиционно применяемому на последующих этапах ТЭО – при расчёте сценариев разработки, поверхностного обустройства, транспортировки продукции, экономики проекта. Реализация такого перехода от вероятностного расчёта к детерминистическому требует дискретизации построенного непрерывного вероятностного распределения ресурсов: оно заменяется набором дискретных представительных значений с соответствующими весовыми коэффициентами. **Пятая задача** исследования была связана с оптимизацией данного перехода. Для решения данной задачи предложена методика статистического анализа вероятностных реализаций метода МК, позволяющая каждому сценарному варианту поставить в соответствие наиболее вероятную для него конфигурацию поисковых объектов (структур, пластов, залежей), а также наиболее вероятные значения их параметров. В результате значения ресурсов, заложенные в каждый сценарный вариант, наполняются конкретным геологическим содержанием, что имеет большое значение для корректного расчёта затрат на поверхностное обустройство и, следовательно, для корректной стоимостной оценки поискового актива.

Разработанный метод совместного моделирования подсчётных параметров и геологических факторов позволяет получать численную оценку вероятности существования месторождения на оцениваемой площади. Для этого используется отношение количества вероятностных реализаций МК, в которых подтвердилась

хотя бы одна залежь, к общему количеству реализаций. Поскольку метод МК имеет численную природу, получаемое значение является приблизительным, причём погрешность относительно медленно убывает при увеличении количества вероятностных реализаций МК. **Шестая задача** исследования заключалась в построении аналитического решения для вероятности наличия месторождения на оцениваемой площади. В основе решения должна лежать идентичная математическая модель: матрица поисковых объектов с наследованием значений по протяжённым компонентам геологических факторов. В настоящей диссертационной работе приведён вывод аналитической формулы для базовой математической модели зависимости геологических факторов. На её основе получен также набор более сложных формул, для усложнённых моделей зависимости. Эти результаты также опубликованы, но не включены в диссертационную работу.

Практическое применение полученных результатов

Разработанный метод интегрального учёта неопределённостей, включая методику статистического соотнесения дискретизированных представлений вероятностного распределения ресурсов с конкретными значениями подсчётных параметров, рекомендуется к внедрению для проведения расчётов по технико-экономической оценке геологоразведочных активов. Метод применяется в ПАО АНК «Башнефть» и ООО «БашНИПИнефть», начиная с 2012 г, за это время с его использованием выполнены ТЭО более чем по 130 поисковым активам, в том числе по 25 зарубежным лицензионным блокам. По результатам проведённых ТЭО были приобретены лицензии на 20 участков, ряд участков планируется к приобретению в 2018 г. Кроме того, метод на регулярной основе применяется в указанных организациях для принятия решений о целесообразности продолжения ГРП на уже имеющихся лицензионных участках.

Полученное в 4-й главе аналитическое решение, кроме непосредственного использования для получения несмещённой оценки вероятности существования месторождения, может использоваться при разработке и внедрении программных продуктов по вероятностной оценке ресурсов – для проверки корректности

реализованного алгоритма Монте-Карло. Эта вторая область применения является узкоспециализированной, однако она также очень важна, поскольку иного способа проверить корректность расчёта Монте-Карло не существует – за исключением простейших моделей с малым количеством пластов и структур. Между тем, реализация сложных моделей зависимости для геологических факторов значительно усложняет алгоритм метода Монте-Карло, поэтому независимая проверка корректности необходима. Кроме того, появление аналитического решения для вероятности наличия хотя бы одной залежи в группе поисковых объектов открывает широкие возможности для дальнейших исследований

Направления для дальнейшего исследования

Наиболее перспективное направление дальнейшего исследования связано с разработкой алгоритмов для формирования оптимальной последовательности опоскования группы структур. Для этого будет математический аппарат, разработанный в ходе решения шестой задачи, будет соответствующим образом адаптирован.

Другая перспективная задача заключается в том, чтобы аналитические формулы, выведенные для вычисления вероятности наличия месторождения и оперирующие исключительно геологическими факторами и их компонентами, совместить с подсчётными параметрами поисковых объектов (точнее, с представляющими их вероятностными распределениями), с тем чтобы в результате построить аналитическое решение для параметров вероятностного распределения ресурсов. Таким образом, целью является получить полноценную аналитическую замену стохастическому методу МК, с учётом всех корреляций подсчётных параметров и геологических факторов.

Третье возможное направление исследования связано с расширенным внедрением стохастической оценки в те этапы ТЭО, на которых в настоящее время используется преимущественно сценарный подход. Замена детерминистических значений вероятностными распределениями для ключевых параметров разработки, обустройства и экономики – с последующей генерацией и

экономической оценкой широкого спектра сценарных вариантов – обеспечит более полный и корректный учёт соответствующих неопределённостей. В результате процесс технико-экономической оценки приобретёт логическую завершённость, окончательно приняв вероятностный подход в качестве своего основополагающего принципа.

СПИСОК СОКРАЩЕНИЙ И УСЛОВНЫХ ОБОЗНАЧЕНИЙ

- АГЗУ – автоматизированная групповая замерная установка
- БНЭ – баррели нефтяного эквивалента
- ВАК – Высшая аттестационная комиссия
- ВНЗ – водонефтяная зона
- ГРР – геологоразведочные работы
- ДНС – дожимная насосная станция
- КИН – коэффициент извлечения нефти
- Мат. ожидание – математическое ожидание
- МК – Монте-Карло
- НИЗ – начальные извлекаемые запасы
- НИР – начальные извлекаемые ресурсы
- НСП – нефтесборный парк
- ОПЗ – оперативный подсчёт запасов
- РФ – Российская Федерация
- СРР – сейсморазведочные работы
- ТЭО – технико-экономическая оценка
- УПС – установка предварительного сброса
- ЧД – сальдо денежного потока
- ЧДД – чистый дисконтированный доход
- УВ – углеводороды
- EMV – чистый дисконтированный доход (Expected Monetary Value)
- EV – ожидаемая стоимость (Expected Value)
- P_g – вероятность формирования месторождения («хотя бы одной залежи»)
- $P_{g_з}$ – вероятность формирования конкретной залежи
- P_{10} , P_{50} , P_{90} и др. – соответствующие процентиля вероятностного распределения.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Bailey W, Couët B, Lamb F, Simpson G and Rose P. Taking a calculated risk // Oilfield Review, Vol.12, №3, 2000. – P. 20–35.
2. Baker R.A. When is a prospect or play played out? // Oil and Gas Journal, Jan. 11, 1988. – P. 77-80.
3. Bedford T., Cooke R. Probabilistic risk analysis: foundations and methods // Cambridge University Press, 2001. – 414 p.
4. Bickel E.B., Smith J.E., Meyer J.L. Modeling dependence among geologic risks in sequential exploration decisions // SPE Reservoir Evaluation and Engineering, Apr. 2008. – P. 352–361.
5. Bickel J.E., Bratvold R.B. From uncertainty quantification to decision making in the oil and gas industry // Energy exploration and exploitation, Vol. 26, №5, 2008. – P. 311–325.
6. Bickel J.E., Lake L.W. and Lehman J. Discretization, simulation and Swanson's (inaccurate) mean // SPE Economics and Management, №3, 2011. – P. 128–140.
7. Bradley H. B. (Editor). Petroleum Engineering Handbook // SPE. Richardson, Texas, 1987. – 1824 p.
8. Bratvold R.B., Begg S.H. Making good decisions // SPE, 2010. – 207 p.
9. Capen E.C. A consistent probabilistic approach to reserves estimates // SPE 25830, 1993. – P. 117–122.
10. Delfiner P. Modeling dependencies between geologic risks in multiple targets // SPE Reservoir Evaluation and Engineering, Feb. 2003. – P. 57–64.
11. Delfiner P. Intelligent exploration and appraisal program for a multiprospect development // SPE Economics and Management, Apr. 2012. – P. 106–114.
12. Demirmen F. Reliability and uncertainty in reserves. How and why the industry fails, and a vision for improvement // SPE 94680, 2005. – 9 p.
13. Demirmen F. Reserves estimation: the challenge for the industry // Journal of Petroleum Technology, 2007. – P. 80–89.

14. Dengwei Y. Geologic risk analysis and resource assessment // Presentation, CCOP, 2003. – http://www.ccop.or.th/ppm/document/CAWS1/YANG_risk.pdf
15. Guidelines for application of the petroleum resources management system // Society of Petroleum Engineers, 2011. – 221 p.
16. Harbaugh J.W., Davis J.C., Wendenbourg J. Computing risk for oil prospects: principles and programs // Tarrytown, NW: Pergamon Press, 1995. – 451 p.
17. Hertz D.B. Risk analysis in capital investment // Harvard Business Review, Vol. 42, 1964. – P. 95–106.
18. Hurst A., Brown G.C. and Swanson R.I. Swanson's 30-40-30 rule // AAPG Bulletin, Vol.84, №12, 2000. – P. 1883–1891.
19. International Mid-Cap exploration performance 2008 – 2009 // Presentation, Richmond Energy. Finding Petroleum Conference, London, 2010.
20. Jahn F., Cook M. and Graham M. Hydrocarbon exploration and production // Elsevier, 2008. – 456 p.
21. Kaufman G.M. Statistical issues in the assessment of undiscovered oil and gas resources // Massachusetts Institute of Technology, 1992. – 28 p.
22. Kaufman G.M. Risk analysis: from prospect to exploration portfolio and back // Cambridge, 1993. – 55 p.
23. Kokolis G.P., Litvak B.L., Rapp W.J. et al. Scenario selection for valuation of multiple prospect opportunities: a Monte Carlo play simulation approach // SPE-52977-MS, SPE Hydrocarbon Economics and Evaluation Symposium, Dallas, 21-23 March 1999. – 22 p.
24. Lehman D., Groenendaal H., Nolder G. Practical spreadsheet risk modeling for management // Taylor & Francis Group, LLC, 2012. – 253 p.
25. Li X., Molina M. Oil: A cultural and geographic encyclopedia of black gold // Santa Barbara, California, Vol.1, 2014. – 395 p.
26. McLane M., Gouveia J., Citron G.P., MacKay J., Rose P.R. Responsible reporting of uncertain petroleum reserves // AAPG Bulletin, Vol. 92, №10, 2008. – P. 1431–1452
27. Megill R.E. An introduction to exploration economics // Pennwell Publishing

Company, Tulsa, Oklahoma, 1979. – 238 p.

28. Megill R.E. An introduction to risk analysis, 2d ed. // Tulsa, Pennwell Publishing, 1984. – 274 p.

29. Megill R.E. Economics of petroleum exploration and development // Houston Geological Society Bulletin, Vol. 31, №3, 1988. – P. 8–9.

30. Metropolis N., Ulam S. The Monte Carlo Method // Journal of the American Statistical Association, Vol. 44, №247, 1949. – P. 335–341.

31. Murtha J.A. Estimating reserves and success for a prospect with geologically dependent layers // SPE 30040, 1995. – 10 p.

32. Murtha J.A. Monte Carlo simulation: its status and future // Journal of Petroleum Technology, Apr. 1997. – 11 p.

33. Murtha J.A. Risk analysis for the oil industry // Supplement to Harts E&P, Sep. 2001. – 24 p.

34. Murtha J.A. Some challenges for Monte Carlo simulation // SPE Pillars publication for young Engineers, Spring 2006. – P. 13–18.

35. Murtha J.A., Ross J. Uncertainty and the volumetric equation // Journal of Petroleum Technology, № 9, 2009. – P. 20–22.

36. Newendorp P. D. Decision analysis for petroleum exploration // Petroleum Pub. Co. Tulsa, Oklahoma, 1975. – 668 p.

37. Oil and gas technologies for the Arctic and deepwater // U.S. Congress, Office of Technology Assessment, 1985. – 227 p.

38. Otis R.M., Schneidermann N. A process for evaluating exploration prospects // AAPG Bulletin, V. 81, №7, 1997. – P. 1087–1109.

39. Otis R.M., Haryott P. How low should you go: a method to calibrate estimates of P99 prospect reserves // Presentation. AAPG Annual Meeting Abstracts, V. 15, 2006. – P. 81.

40. Petroleum geosciences handbook // BP Exploration Company Limited, 1990. – 415 p.

41. Petroleum engineering handbook / Lake, L.W., editor-in-chief // Emerging and peripheral technologies. SPE, Vol. 6, 2007. – 621 p.

42. Rose P.R. Dealing with risk and uncertainty in exploration: how can we improve? // The AAPG Bulletin, V. 71, №1, 1987. – P. 1–16.

43. Rose P.R. Chance of success and its use in petroleum exploration // In Steinmetz, R., ed. The business of petroleum exploration // AAPG Treatise of petroleum geology – Handbook petroleum geology, Ch. 7, 1992. – P. 71–86.

44. Rose P.R. Getting from geological chance-factors to chance of economic success: what are we risking? // AAPG Bulletin, v. 79, 1995. P. 83.

45. Rose P.R., Citron G.P. The “prospector myth” vs. systematic management of exploration portfolios: dealing with the dilemma // Houston Geological Society Bulletin, Volume 43, No. 2, 2000. – P. 27 and 29–30.

46. Rose P.R. Risk analysis and management of petroleum exploration ventures // AAPG Methods in Exploration Series, No 12, 2001. 164 p. (Русский перевод: Роуз П.Р. Анализ рисков и управление нефтегазопроисковыми проектами // Изд. «ИКИ». 2011. – 304 с.)

47. Rose P.R. Measuring what we think we have found: advantages of probabilistic over deterministic methods for estimating oil and gas reserves and resources in exploration and production // AAPG Bulletin, Vol. 91, №1, 2007. – p. 21 – 29.

48. Evaluation of the Colombian assets of Sorgenia E&P SpA (report) // RPS Energy, 2011. – 90 p.

49. Saaty Th.L., Vargas L.G. Models, methods, concepts and applications of the Analytic Hierarchy Process // Springer Science+Business Media, LLC, 2001. – 345 p.

50. Salleh S.H., Rosales E., Flores de la Mota I. Influence of different probability based models on oil prospect exploration decision making: a case from southern Mexico // Revista Mexicana de Ciencias Geologicas, Vol. 24, №3, 2007. – P. 306–317.

51. Stabell Ch.B. Alternative approaches to modeling risks in prospects with dependent layers // SPE 63204, 2000. – 5 p.

52. Surovtsev D., Hole P.A. and Meulengracht Ch. Exploration assets evaluation: a practical way of conforming deterministic to stochastic mindsets // SPE 162911, 2012. – 11 p.

53. The CCOP Guidelines for risk assessment of petroleum prospects // Coordinating Committee for Coastal and Offshore Geoscience Programme in East and Southeast Asia. Bangkok, Thailand, 2000. – 35 p.

54. To drill or not to drill // Planete energies, Feb. 2015. – Режим доступа: <http://www.planete-energies.com/en/medias/explanations/drill-or-not-drill>

55. Tordo S. with Johnston Dav. and Johnston Dan. Petroleum exploration and production rights. Allocation strategies and design issues // The world bank, Washnigton, D.C., 2010. – 106 p.

56. Ultimate potential for unconventional natural gas in northeastern British Columbia's Horn River Basin // British Columbia Ministry of Energy and Mines, 2011. – 46 p.

57. United States Department of Labor, Consumer Price Index, 2015. – Режим доступа: <http://www.bls.gov/cpi/#tables>

58. Vose D. Risk analysis. A quantitative guide // John Wiley & Sons, Ltd., 2008. – 735 p.

59. White D.A. Geologic risking guide for prospects and plays // AAPG Bulletin, Vol.77, №12, 1993. – P. 2048–2061.

60. Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика. – М., 1983. – 471 с.

61. Ампилов Ю.П., Герт А.А. Экономическая геология. – М.: Геоинформмарк, 2006. – 329 с.

62. Ампилов Ю.П. От сейсмической интерпретации к моделированию и оценке месторождений нефти и газа. – М.: Геоинформмарк, 2008. – 384 с.

63. Базаревская и др. Оценка перспектив нефтеносности центральной части бассейна Ghadames на основе бассейнового моделирования с учетом анализа рисков по методу Монте-Карло // Сборник научных трудов ТатНИПИнефть. Москва, 2012. – С. 17–30.

64. Белоцерковский О.М., Хлопков Ю.И. Методы Монте-Карло в прикладной математике и вычислительной аэродинамике // Вычислительная математика и математическая физика, 46:8. – 2006. – С. 1494–1518.

65. Белякова О.О., Захаренко Н.Н., Филатов С.А. Учет факторов риска при реализации инвестиционных проектов в сфере недропользования // Вестник недропользователя ХМАО, 2011. – №22.

66. Бережная Л.И. и др. Оценка инвестиционной привлекательности перспективной площади по результатам сейсморазведочных работ // Геология, геофизика и разработка нефтяных и газовых месторождений. – 2004. – №4. – С. 86–90.

67. Бернулли Д. Опыт новой теории измерения жребия // Вехи экономической мысли. Т. 1. Теория потребительского поведения и спроса. – СПб.: Экономическая школа, 1993. – С. 11–27.

68. Бочкарёв В.А. Строение, свойства и роль покрышки в формировании залежей нефти // Геология нефти и газа. – 2000. – №5. – С. 32–38.

69. Бурштейн Л.М. и др. Прогноз перспектив нефтегазоносности на основе анализа условных вероятностей (на примере верхнеюрского нефтегазоносного комплекса юго-востока Западной Сибири) // Геология, геофизика и разработка нефтяных и газовых месторождений. – 2006. – № 5-6.– С. 85–91.

70. Ватник, П.А. Даниил Бернулли – экономист // Финансы и бизнес. – 2008. – №2. – С. 188–194.

71. Галкин В.И. и др. Оценка эффективности локального прогноза нефтегазоносности на территории Пермской области // Вестник ПНИПУ. Геология. Нефтегазовое и горное дело. – 2000. – № 3. – С. 28–34.

72. Галкин В.И. и др. Прогнозирование нефтегазоносности локальных структур вероятностно-статистическими методами / В.И.Галкин, С.В.Галкин, И.Л. Левинзон, В.А. Пономарев // Нефть и газ. – 1997. – №1. – С. 31–35.

73. Галкин В.И., Мелкишев О.А. Разработка зональных вероятностно-статистических моделей прогноза нефтегазоносности для верхневизейско-башкирского карбонатного нефтегазоносного комплекса на территории Соликамской депрессии // Сб.: Новые идеи в геологии нефти и газа – 2017. Москва, 2017. – С. 58–63.

74. Галкин С.В. Методика вероятностной оценки генерационных

перспектив в «старых» нефтедобывающих районах (на примере Пермского Прикамья) // Геология, геофизика и разработка нефтяных и газовых месторождений. – 2005. – №9-10. – С. 5–8.

75. Галкин С.В. Методология учёта геологических рисков на этапе поисков и разведки нефтяных месторождений // Вестник ПНИПУ. Геология. Нефтегазовое и горное дело. – 2012. – №4. – С.23–32.

76. Галкин С.В. Опыт вероятностной оценки приростов запасов в старых нефтегазоносных районах // Геология, геофизика и разработка нефтяных и газовых месторождений. – 2005. – №5–6. – С. 20–23.

77. Герт А.А. и др. Методика и практический опыт стоимостной оценки запасов и ресурсов нефти и газа – Новосибирск, Наука, 2007. – 386 с.

78. Герт А.А., Супрунчик Н.А. Стоимостная оценка месторождений и участков недр в задачах государственного и корпоративного управления: Доклад на семинаре "Экономические проблемы энергетического комплекса" (19 дек. 2006 г., 76-е заседание). – М., 2007. – С. 4–31.

79. Герт А.А., Супрунчик Н.А., Немова О.Г., Волкова К.Н. Система геолого-экономической и стоимостной оценки месторождений и участков недр, содержащих запасы и ресурсы нефти и газа, в структуре государственного управления недропользованием // Минеральные ресурсы России. Экономика и управление. – 2007. – №1. – С. 28–36.

80. Грекова Л.С. Прогноз вероятности нефтегазоносности локальных структурных ловушек (на примере горизонта Ю1 юго-востока Западной Сибири, Томская область) // Геология нефти и газа. – 2011. – №5. – С. 84–91.

81. Еременко Н.А., Чилингар Г.В. Геология нефти и газа на рубеже веков. – М.: Наука, 1996. – 176 с.

82. Есипов В. Е. Цены и ценообразование. – СПб.: Питер, 1999. – 464 с.

83. Ефимов А.В., Ташлицкая А.М. Пример экономической оценки проектов на стадии геолого-разведочных работ с учётом рисков и неопределённостей // Нефтяное Хозяйство. – 2013. – №11. – С. 94–96.

84. Захаров А.Г., Станекзай Н.М. Разработка пилотного модуля для оценки

ресурсной базы углеводородов новых активов с учетом геологических рисков // Актуальные научно-технические решения для развития нефтедобывающего потенциала ПАО АНК «Башнефть». – Уфа, изд. БашНИПИнефть, 2016. – С. 30–36.

85. Зерчанинов И.К. Вторичные процессы преобразования залежей нефти и отражение их на распределении нефти в коллекторах // Геология нефти и газа. – 1981. – №1.

86. Кокунов В.Л., Шушаков Ю.М. К вопросу о методике ПРР на нефть и газ в Западной Сибири // Известия ТПУ. – Т.217. – 1971.

87. Конторович А.Э., Демин В.И., Лившиц В.Р. Математическое моделирование и вычислительный эксперимент как метод прогноза структуры начальных геологических ресурсов нефти и газа. / Сб. науч. тр. Пярых сибирских Губкинских чтений. – Новосибирск: Наука, 1989. – С. 10–41.

88. Конторович А.Э., Демин В.И., Лившиц В.Р. Математическое моделирование и вычислительный эксперимент как метод прогноза структуры начальных геологических ресурсов нефти и газа // / Оценка прогнозных ресурсов нефти в свете учения акад. И. М. Губкина. Сборник научных трудов. – Наука, Сиб. отд., 1989. – С. 10–41.

89. Конторович А.Э., Лившиц В.Р. Имитационная стохастическая модель распределения месторождений нефти и газа по запасам // Советская геология. – 1988. – № 9. – С. 99–107.

90. Конторович А.Э., Лившиц В.Р. Имитационное моделирование процесса поисков месторождений нефти и газа // Геология и геофизика. – 1988. – № 5. – С. 3–17.

91. Конторович А. Э., Демин В. И., Лившиц В. Р. Имитационное математическое моделирование распределения ресурсов нефти и газа в нефтегазоносных бассейнах по размерам залежей / Геохимическое моделирование и материнские породы нефтегазоносных бассейнов. Труды Первой международной конференции 22-24 мая, 1995 г., СПб. – СПб, 1998. – С. 149–155.

92. Конторович А.Э., Демин В.И., Страхов И.А. Закон геологоразведочного

фильтра при поисках месторождений углеводородов // Советская геология. – 1987. – №6. – С. 6–13.

93. Конторович А.Э., Фотиади Э.Э., Демин В.И. и др. Прогноз месторождений нефти и газа. – М.: Недра, 1981. – 350 с.

94. Кривенцов А.С., Ульянов М.В. Интервальная оценка параметров бета-распределения при определении доверительной трудоемкости алгоритмов // Известия ЮФУ. Технические науки. – 2012. – № 7. – С. 210–219.

95. Крылов Н.А. Коэффициент удачи // Нефть России. – 1999. – №3. – С. 49.

96. Кудрявцев А.А. Санкт-Петербургский парадокс и его значение для экономической теории // Вестник С.-Петербур. Университета. – 2013. – Серия 5, Выпуск 3. – С. 41–55.

97. Лившиц В. Р. Математическая модель распределения скоплений углеводородов по территории нефтегазоносного бассейна на примере Западно-Сибирской нефтегазоносной провинции // Геология и геофизика. – 2010. – Т.51. – №2. – С.201–205.

98. Лисьев В.П. Теория вероятностей и математическая статистика // Учебное пособие. – М.: МЭСИ, 2006. – 199 с.

99. Мазурина Е.В. Оценка стоимости ресурсов углеводородов в условиях высокой степени неопределенности // Нефтегазовая геология. Теория и практика. – 2011. – Т. 6, №2. – С.7.

100. Мелкишев О.А. Дифференцированная вероятностная оценка начальных суммарных ресурсов нефти визейского терригенного нефтегазоносного комплекса на территории пермского края / Автореф. дис. ... канд. тех. наук: 25.00.12. – Пермь, 2016.

101. Метод Монте-Карло в нефтяной геологии. / М.Д. Белонин, Ю.В. Подольский, И.С. Симакова, В.А. Шейман // Математические методы исследования в геологии. Обзор. – М.: ВИЭМС, 1981. – 45 с.

102. Методические основы прогнозирования нефтегазоносности. / Буялов Н.И., Бурштейн Л.М. и др. – М.: Недра, 1990. – 248 с.

103. Методические рекомендации по применению Классификации запасов и

прогнозных ресурсов нефти и горючих газов, утвержденной Приказом МПР России от 1 ноября 2005 г. № 298 / Министерство природных ресурсов РФ, 2007. – 13 с.

104. Методическое руководство по количественной и экономической оценке ресурсов нефти, газа и конденсата России – М.: ВНИГНИ, 2000. – 189 с.

105. Моисеева М.В. Методы оценки рисков проектов разработки и обустройства нефтяных месторождений // Вестник Самарского государственного экономического университета. – 2016. – №7. – С. 63–69.

106. Немченко Н.Н. Раздельный прогноз и формирование углеводородных систем Западной Сибири. / Автореф. дис. ... д-ра геол.-мин. наук: 04.00.17. – М., 1992. – 50 с.

107. Николенко В. В., Шатров С. В. Выбор распределения для моделирования площади при вероятностной оценке ресурсов углеводородов методом Монте-Карло // Сборник трудов международной конференции «Трудноизвлекаемые запасы и нетрадиционные источники углеводородного сырья. Проблемы, перспективы, прогнозы». СПб., 2015. – CD-ROM. 12 с.

108. Новосёлов, А.А. Современные риск-системы. – 2015. – Режим доступа: http://risktheory.novosyolov.com/distr_handbook.htm

109. Нурсултанова С.Г., Ермекбаева Г. Учебно-методический комплекс дисциплины студента по дисциплине "Геологические основы разработки нефтяных и газовых месторождений". – Алматы, КНТУ, 2010. – 132 с.

110. Отмас А.А. Закономерности формирования и размещения локальных структур Калининградского региона в связи с нефтегазоносностью / Автореф. дис. ... канд. геол.-мин. наук: 25.00.12. – СПб. – 2011. – 20 с.

111. Поляков А.А., Мурзин Ш.М. Международный опыт анализа геологических рисков // Нефтегазовая геология. Теория и практика. – 2012. – Т.7. – №4. – 29 с.

112. Пороскун В.И., Стернин М.Ю., Шепелев Г.И. Вероятностная оценка запасов на начальных стадиях изучения залежей нефти и газа // Геология нефти и газа. – 1999. – №5-6. – С. 59–63.

113. Путилов И. С. Научное обоснование вероятностно-статистических методов прогноза нефтегазоносности структур в условиях высоко изученных территорий / Автореф. дис. ... д-ра тех. наук: 25.00.12. – Пермь. – 2016.

114. Система управления ресурсами и запасами жидких, газообразных и твёрдых углеводородов / SPE, AAPG, WPC, SPEE. – 2007. – 60 с.

115. Справочник по геологии нефти и газа / Под ред. Н. А. Еременко. М.: Недра, 1984. – 480 с.

116. Федеральный Стандарт Оценки №1. Общие понятия оценки, подходы к оценке и требования к проведению оценки. – 2007. – Режим доступа: <http://www.ocenchik.ru/docs/39.html#fso1>

117. Федеральный Стандарт Оценки №8. Оценка бизнеса. – 2015 г. – Режим доступа: <http://www.ocenchik.ru/docsf/2238-ocenka-biznesa-fso8.html>

118. Филимонова И.В. Экономическая оценка разномасштабных нефтегазовых объектов // Минеральные ресурсы России. Экономика и управление. – 2013. – №6. – С. 18–24.

119. Шатров С.В. Аналитические формулы расчёта вероятности открытия месторождения для усложнённых моделей зависимости геологических факторов // Нефтегазовая геология. Теория и практика. – 2015. – Т.10. – №4. – 20 с.

120. Шатров С.В. Вероятностная оценка геолого-разведочных активов углеводородного сырья // Нефтяное хозяйство. – 2012. – №4. – С.13–17.

121. Шатров С.В. Вероятностная оценка ресурсов нефти блока 12 в Ираке // Нефтяное хозяйство. – 2013. – №4. – С. 86–89.

122. Шатров С. В. Критика распространённого подхода к вероятностному моделированию площади при оценке ресурсов методом Монте-Карло // Сборник трудов международной научно-технической конференции «Современные технологии в нефтегазовом деле – 2015», в 2 т. Т.1. – Уфа: Аркаим, 2015. – С. 292–299.

123. Шатров С.В. Расчёт вероятности открытия месторождения с учётом взаимной зависимости параметров в пределах оцениваемых пластов и структур // Нефтегазовая геология. Теория и практика. – 2015. – Т.10. – №2. – 14 с.

124. Шатров С.В., Котенёв Ю.А. Дискретизация вероятностных распределений для формирования дерева вариантов при оценке геологоразведочных активов углеводородного сырья // Нефтегазовое дело. – 2015. – Т.13. – №3. – С.22–29.

125. Шпильман В. И. Количественный прогноз нефтегазоносности. – М.: Недра, 1982. – 215 с.

126. Шпильман В.И., Цзюнь Ц.Ч. Закон распределения выявленных и невыявленных залежей нефти и газа по величине запасов // Геология нефти и газа. – 1993. – №11. – С.5–10.

127. Шумихин С., Шумихина А. Число Пи. История длиною в 4000 лет. – М.: Эксмо, 2011. – 192 с.

128. Шустер В.Л., Левянт В.Б., Элланский М.М. Нефтегазоносность фундамента. (Проблемы поиска и разведки месторождений углеводородов). – М.: Техника, 2003. – 176 с.

129. Щербаков В.В. Оперативная геолого-экономическая оценка перспективных ресурсов нефти и газа в условиях лицензирования недропользования // Геология нефти и газа. – 1996. – №8. – С. 25–31.

130. Яруллин К.С. ДАН СССР. – 1961. – Т. 141.– № 1. (Цитируется по: Кошляк В.А., Якупов И.А. О формировании залежей нефти и газа в рифовой зоне Предуральяского прогиба. Геология нефти и газа. – 1963. – №4. – С.7–12.)