

В.Х.КИВЕЛИДИ, М.Е.СТАРОБИНЕЦ, В.М.ЭСКИН

# **ВЕРОЯТНОСТНЫЕ МЕТОДЫ В СЕЙСМОРАЗВЕДКЕ**

Издательство «Недра»

В.Х.КИВЕЛИДИ  
М.Е.СТАРОБИНЕЦ  
В.М.ЭСКИН

---

# ВЕРОЯТНОСТНЫЕ МЕТОДЫ В СЕЙСМОРАЗВЕДКЕ

3902



Москва  
„Недра“  
1982



Кивелиди В. Х., Старобинец М. Е., Эскин В. М. Вероятностные методы в сейсморазведке. М., Недра, 1982, 247 с.

Рассмотрены теоретические основы и применение вероятностных методов при интерпретации материалов сейсморазведки — оценка точности и эффективности подготовки к бурению нефтегазоперспективных структур, оценка достоверности структурных построений, расчет объема ловушек и запасов нефти и газа. Проанализированы эффективности сейсморазведочных работ, указаны задачи и пути оптимизации управления геофизическими работами.

Книга рассчитана на сейсморазведчиков, занимающихся применением математических методов при геолого-геофизических исследованиях на нефть и газ.

Табл. 7 ил. 48, список лит. — 48 назв.

Рецензент д-р техн. наук *Е. А. Козлов* (ВНИИГеофизика)

В последние годы особое внимание уделяется нефтяной и газовой промышленности, развитие которой предусматривается ускоренными темпами. Важнейшая роль в обеспечении необходимого прироста запасов нефти и газа принадлежит геофизическим методам разведки, среди которых сейсморазведка нередко является единственным средством поиска нефтегазоносных структур. Однако в последние годы сейсморазведкой решаются все более сложные структурные задачи и на все больших глубинах. Во многих геофизических организациях подготовка структур к разведочному бурению осуществляется по отражающим горизонтам, залегающим на глубинах 4—5 км, а амплитуды этих структур часто не превышают первых десятков метров.

В этих условиях геологическая эффективность сейсморазведки не всегда достаточно высокая, и бывают случаи, когда подготовленные сейсморазведкой структуры оказываются ложными, а связанные с разбуриванием таких структур расходы — непроизводительными.

Основной причиной возникновения подобной ситуации является принципиальная неоднозначность получаемой с помощью сейсморазведки информации о глубинном строении изучаемых территорий. Эта неоднозначность вызвана наличием различного рода погрешностей, не только отягчающих исходные сейсмические данные, но и возникающих в процессе их обработки. Когда размеры геологических объектов, выявляемых сейсморазведкой, намного превосходили указанные погрешности, принимаемые по результатам сейсмических исследований решения носили практически детерминированный характер. В настоящее время неопределенность исходных данных и неоднозначность получаемых результатов предопределяют целесообразность использования вероятностных методов для оценки сейсморазведочной информации на всех этапах и стадиях ее получения и использования.

Вероятностные методы анализа сейсмических данных начали широко использоваться на этапе цифровой (с использованием ЭВМ) обработки первичных сейсмических материалов. Именно на этом этапе сейсморазведки столкнулись с необходимостью их использования в задаче выделения сейсмических сигналов на фоне регулярных и случайных помех, зачастую превосходящих по интенсивности полезный сигнал. Различные способы обработки, основанные на математическом аппарате теории случайных функций (обратная фильтрация, автоматическая корреляция, корреляция статических и кинематических поправок и т. п.), стали неотъемлемым эле-

ментом любой современной системы программ для обработки первичных сейсмических материалов. В настоящее время эта область использования вероятностных методов в сейсморазведке является наиболее разработанной. Имеющиеся советские и зарубежные монографии дают достаточное представление о математическом аппарате, на котором основана цифровая обработка сейсмических данных, и методике его применения.

В данной работе делается попытка представить в систематизированном виде математический аппарат и методику использования вероятностных методов на других этапах и стадиях сейсморазведочного процесса поисков и разведки месторождений полезных ископаемых. Эти этапы и стадии включают:

- а) планирование и проектирование сейсморазведочных работ;
- б) методику проведения полевых исследований;
- в) геологическую интерпретацию сейсмических материалов;
- г) оценку точности структурных построений по сейсмическим данным;
- д) оценку достоверности структурных построений по сейсмическим данным;
- е) принятие решения о передаче в бурение структур, подготовленных сейсморазведкой, и выбор места заложения поисковой и разведочных скважин.

Как видно из приведенного перечня, в книге рассматриваются практически все области применения вероятностных методов в сейсморазведке, за исключением этапа обработки первичных сейсмических материалов. При чтении книги это должно учитываться.

Необходимо отметить следующее важное обстоятельство. Общим для перечисленных задач является то, что до последнего времени они решались по существу эмпирически, на основе накопленного опыта и никак не подкреплялись сколько-нибудь серьезными количественными расчетами. В результате геологические задания являются часто малообоснованными и не стимулируют повышение эффективности геофизических работ.

Использование вероятностных методов позволяет оптимизировать как планирование и проектирование сейсморазведочных работ, так и оценку их эффективности на стадии интерпретации сейсмических данных и прежде всего при оценке точности и достоверности структурных построений, выполненных по этим данным.

Отсутствие научно обоснованного подхода особенно наглядно проявляется при составлении проектов сейсморазведочных работ. Эти проекты не содержат серьезных экономических обоснований при выборе метода и модификации сейсморазведки, а также при определении плотности сейсмических построений. В результате, например, плотность наблюдений при сейсморазведочных работах, существенно влияющая на стоимость не только сейсморазведки, но и более дорогостоящего глубокого бурения, как это будет показано ниже, редко соответствует оптимальной.

Сказанное в полной мере относится и к процедуре построения различных карт в изолиниях. Эта задача возникает на различных стадиях сейсморазведочного процесса (построение карт изохрон, скоростей, глубин, равных мощностей и т. п.) и также выполняется без строгого количественного обоснования. В результате субъективно выполняемого сглаживания массива исходных значений картируемого параметра и субъективной интерполяции между точками измерений структурные карты, построенные по сейсмическим данным, часто имеют низкую достоверность. В результате, геологические выводы, сделанные на основании анализа подобных карт, зачастую оказываются ошибочными.

Как правило, для одного массива исходных данных оказывается возможным получение различных вариантов структурных карт, причем, неизвестно, какому из них следует отдать предпочтение. В принципе, каждый из них с назначенной вероятностью может отвечать истинному состоянию природы.

До последнего времени при интерпретации сейсморазведочных материалов вообще не принималась во внимание и никак не учитывалась эта возможная многовариантность получаемых результатов и принципиальная неоднозначность геологических заключений.

Следует отметить и чисто «волевой», не подкрепленный количественными обоснованиями характер принимаемых ответственных решений в процессе поисково-разведочных работ. Например, при вводе площадей под глубокое бурение практически не учитываются ни степень достоверности структурных построений по сейсмическим данным, ни возможные затраты на обнаружение и оконтуривание газонефтяной залежи. В результате десятки сейсмических структур не подтверждаются бурением, а большие средства расходуются непроизводительно.

Принятие решения в случае первой сухой скважины также является актуальным. Например, нужно ли продолжать разведку площади, если первая скважина не вскрыла залежи нефти и газа? В системе Министерства нефтяной промышленности сейчас в разряде так называемых «неопределенных» находится свыше ста структур, которые должны быть классифицированы по объективным количественным признакам.

В книге рассматриваются проблемы оптимизации сейсморазведки, в том числе выбор единицы продукции сейсморазведочных работ и измерение объемов этой продукции, выбор критериев оптимальности для принятия решений в процессе проведения сейсморазведочных работ и построение целевых функций на основе этих критериев.

Помимо рассмотрения общих проблем оптимизации управления геофизической разведкой и построения целевых функций процесса поиска и детализации структур сейсмическими методами разведки, в работе приводятся методы решения нескольких конкретных задач — оценка эффективности новой техники и технологии разведочных геофизических работ, определение оптимальной плотности

наблюдений при сейсморазведочных работах и планирование геологических заданий геофизическим организациям.

Выделение из общего круга задач оптимизации геофизических работ обусловлено их актуальностью, а также возможностью решения (иногда приблизительно) этих задач без привлечения полной системы экономико-математических моделей.

Актуальность разработки методики оценки эффективности новой техники и технологии разведочных геофизических работ определяется тем, что действующая в настоящее время методика дает возможность оценивать эффективность внедрения лишь только тех новшеств, которые позволяют снизить себестоимость единицы работ — одного километра профиля, не учитывая экономический эффект, достигаемый благодаря повышению точности и глубинности геофизических исследований.

В последние годы в практике сейсморазведочных работ все большее место занимают дорогостоящие, но и более совершенные методы (например, метод общей глубинной точки) и модификации сейсморазведки. Введение новшеств, как правило, не приводит к снижению себестоимости единицы работ. Напротив, затраты на обработку 1 км профиля методом общей глубинной точки выше, чем при выполнении работ по одноточечной системе наблюдений. Тем не менее эффективность внедрения МОГТ в большинстве районов не вызывает сомнений, так как повышается достоверность структурных построений по сейсмическим данным и увеличивается глубинность разведки. Другой пример — использование электронно-вычислительных машин при обработке геофизических материалов. Внедрение ЭВМ не оказывает существенного влияния на себестоимость обработки материалов, но во многих районах их применение позволяет повысить точность структурных построений, а иногда и глубинность исследований.

Задача заключается в разработке методики, которая позволяла бы количественно оценивать эффективность внедрения новой техники и технологии сейсморазведочных работ. Эта методика должна обеспечивать возможность расчета как абсолютной, так и сравнительной эффективности внедрения.

Абсолютная экономическая эффективность внедрения новой техники и технологии характеризуется суммарным экономическим эффектом от внедрения новшества за определенный промежуток времени, например за один год. Необходимость выполнения таких расчетов применительно к разведочным геофизическим работам связана с тем, что приобретение геофизическими предприятиями цифровых вычислительных машин вызывает значительные капитальные вложения в геофизическую разведку. Чтобы оценить степень целесообразности этих капиталовложений, следует сопоставить ожидаемый эффект в данной отрасли с экономическим эффектом от такого же объема капиталовложений в других отраслях производства. Такое сопоставление можно провести по методике оценки экономической эффективности внедрения новой техники в сфере

геофизических работ. Расчет сравнительной экономической эффективности при геофизических работах дает возможность выбрать оптимальный вариант технических средств в тех случаях, когда такой выбор должен быть сделан.

Вторая практическая задача — выбор оптимальной сети сейсмических профилей. Актуальность решения этой задачи несомненна. Достаточно сопоставить плотность сети сейсмических профилей, отработанных различными геофизическими организациями на территориях со сходными сейсмогеологическими условиями, чтобы убедиться в том, что плотность наблюдений в сейморазведке определяется чисто эмпирически. Нетрудно также увидеть, что фактически созданные сети профилей далеко не всегда оптимальны. Никаких сколько-нибудь серьезных обоснований выбранной густоты сети профилей в проектах сейморазведочных партий не приводится. В то же время этот показатель является существенным: недостаточная густота сети сейсмических профилей может приводить к пропуску структур на стадии поиска, низкой точности структурных построений и, как следствие этого, непроизводительным затратам в глубоком бурении. Избыточная сеть сейсмических профилей, помимо излишних затрат на сейморазведочные работы, означает также (что более существенно) сокращение числа подготавливаемых к бурению структур, т. е. сужение и без того весьма ограниченного в условиях «структурного голода» фронта работ для глубокого бурения. Поэтому разработка методики выбора оптимальной сети сейсмических профилей и ее внедрение в практику сейморазведочных работ будут несомненно способствовать повышению эффективности не только геофизической разведки, но и поисково-разведочных работ в целом.

И, наконец, третья из рассматриваемых в работе практических задач — планирование геологических заданий, вероятно, в наименьшей степени нуждается в том, чтобы обосновывать необходимость ее решения.

Планирование геологических заданий (количество структур, или их площадей, или запасов категории  $C_2$ ), осуществляемое в настоящее время «от достигнутого», имеет серьезные недостатки.

В настоящее время при перспективном планировании практически не учитываются такие обстоятельства, как серьезные отличия новых объектов поиска от уже обнаруженных, значительные изменения в технике и технологии будущих работ по сравнению с проведенными, в результате чего составляемые планы геофизических работ не являются сбалансированными между ресурсами геофизических организаций и ожидаемыми результатами геофизической разведки. Предлагаемая в работе схема планирования геологических заданий базируется на прогнозном моделировании поискового процесса с целью создания обоснованных и сбалансированных планов геофизических работ.

Главы 1, 2 и 5 написаны В. Х. Кивелиди, главы 3 и 4 — М. Е. Старобинцем, главы 6—8 — В. М. Эскиным.



## ОБЩИЕ СВЕДЕНИЯ ПО ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

## 1.1. СОБЫТИЯ И ВЕРОЯТНОСТЬ

Теория вероятностей, как и любая математическая дисциплина, оперирует абстрактными понятиями, из которых к числу основных относятся событие и вероятность. В практических задачах понятию события ставится в соответствие реальный образ, заданный своим описанием. Форма и содержание описания событий в зависимости от характера задачи могут быть близкими или совершенно различными. Приведем примеры описания событий: 1) на данном участке существует залежь нефти; 2) на данном участке будет обнаружена залежь нефти; 3)  $v > 2000$  м/с, где  $v$  — пластовая скорость; 4) если не учитывать пространственного сноса, то смещение свода изображаемой структуры не превысит 500 м.

Чтобы избежать многократного повторения одного и того же описания в дальнейшем, однажды определив событие, будем обозначать его какой-нибудь буквой или цифрой. Например, описанные выше четыре события обозначим  $A, B, C, D$ . Заметим, что о событиях  $A$  и  $C$  известно, что они либо произошли раньше, либо не произошли, а события  $B$  и  $D$  еще не осуществлялись и могут не осуществиться. При этом информация о тех и других событиях может быть в равной мере расплывчатой.

Если в событиях  $A$  и  $B$  рассматривается одна и та же залежь нефти, то очевидно, что  $B$  происходит только тогда, когда происходит  $A$ . В этом случае говорят, что событие  $B$  влечет за собой событие  $A$  ( $B \subset A$ ). Другая интерпретация такого соотношения событий может быть выражена так: если  $A$  не произошло, то  $B$  не может произойти. Рассматриваемое утверждение сохраняет справедливость при любых методах поиска залежей нефти, однако, если бы существовали способы, позволяющие обнаружить залежь во всех случаях, то тогда было бы верно и соотношение  $A \subset B$ . Когда выполняются оба соотношения ( $A \subset B$ ) и ( $B \subset A$ ), то говорят, что события  $A$  и  $B$  эквивалентны ( $A = B$ ).

Любые события могут служить основой для описания других событий. Это достигается с помощью специальных операций, из которых наиболее употребительны операции объединения и пересечения событий.

Пусть заданы  $m$  событий  $L_i$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ). Объединением  $n$  ( $n \leq m$ ) событий  $L_i$  называется событие, требующее осуществления хотя бы одного события из  $L_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ). Оно обо-

значается  $\bigcup_{i=1}^n L_i$ . Пересечение событий  $\left(\bigcap_{i=1}^n L_i\right)$  означает осуществление всех событий  $L_i$ . Каждому событию  $L$  соответствует противоположное ему событие (не  $L$ ), обозначаемое  $\bar{L}$ . Нетрудно убедиться, что событие  $L \cup \bar{L}$  происходит всегда, а  $L \cap \bar{L}$  не может произойти. Формально в операции объединения или пересечения не исключается значение  $n = 1$ , поэтому, если рассматривать множество всех объединений и пересечений  $L_i$ , то оно может быть значительно богаче исходной совокупности  $L_i$ .

Это обстоятельство удачно используется на практике. В нетривиальных практических задачах, связанных с применением теории вероятности, класс исследуемых событий настолько широк, что его невозможно задать описаниями всех элементов. Вместе с тем всегда удается в изучаемом классе выделить более узкое множество событий, таких, что все остальные получаются из них с помощью операции объединения. Как правило, это исходное множество можно задать сравнительно простым способом. Если его элементы попарно не пересекаются (т. е. для любых его двух событий пересечение  $L_i \cup L_j$  — невозможное событие), а объединение всех  $L_i$  ( $\bigcap L_i$ ) происходит обязательно (элементы  $L_i$  образуют полную группу), то такое множество называется пространством элементарных событий а сами события  $L_i$  — элементарными событиями.

Обозначение события  $L$  с индексом  $i$  неявно подразумевает, что пространство элементарных событий состоит из конечного числа элементов или, во всяком случае, все его элементы можно пронумеровать. Такое ограничение значительно сократило бы область приложения вероятностных методов, поэтому в качестве пространства элементарных событий будем рассматривать и такие множества, элементы которого нельзя поставить во взаимно-однозначное соответствие натуральным числам. К таким множествам относится, например, множество всех точек на вещественной прямой.

Для пояснения описанной выше схемы рассмотрим три примера.

*Пример 1.* Предположим, что при проведении поисковых работ важно оценить количество объектов, которые будут обнаружены в ходе поиска. Такими объектами при сейсморазведочных работах являются, например, локальные поднятия. Опишем пространство элементарных событий простым перечислением возможных исходов:

$L_0$  — не будет обнаружен объект;

$L_1$  — будет обнаружен только один объект;

$L_2$  — будет обнаружено только два объекта и т. д.

Очевидно, что события  $L_i$  попарно не пересекаются, но одно из них произойдет обязательно, следовательно, согласно определению, совокупность  $L_i$  образует пространство элементарных событий. Из рассматриваемых событий могут составляться события, имеющие больший практический интерес:

1) будет обнаружено не менее четырех объектов  $\left(\bigcup_{i=4}^{\infty} L_i\right)$ ;

2) количество обнаруженных объектов не превзойдет 3  $\left(\bigcup_{i=1}^3 L_i\right)$ ;

3) количество обнаруженных объектов будет больше 2, но меньше 5  $(L_3 \cup L_4)$ .

*Пример 2.* Пусть требуется измерить глубину  $h$  продуктивного горизонта в некоторой точке. Возможные значения  $h$  ограничим априори диапазоном от 0 до 5 км. Опишем пространство элементарных событий как совокупность всех событий вида  $h = x$ , где  $0 \leq x \leq 5$ , т. е.  $L_x$  означает, что глубина численно равна значению  $x$ . Такое описание удовлетворяет всем требованиям, предъявляемым к пространству элементарных событий: события  $L_{x_1}$  и  $L_{x_2}$  для различных  $x_1$  и  $x_2$  не пересекаются, а все  $L_x$ , согласно априорному предположению о диапазоне изменения глубины, образуют полную группу. Как и в предыдущем примере, здесь можно составлять события более сложной формы:

1) глубина горизонта не менее 3 км;

2) глубина горизонта находится в пределах от 2 до 4 км и т. д.;

3) глубина горизонта изменяется или в интервале от 2 до 4 км, или в интервале от 4,5 до 5 км.

Каждое из сформулированных событий представляет собой объединение несчетного множества элементарных событий  $L_x$ : в первом случае индекс  $x$  изменяется от 3 до 5, во втором — от 2 до 4, в третьем — от 2 до 4 и от 4,5 до 5, принимая все значения из указанных интервалов.

*Пример 3.* Важной задачей при поиске залежей нефти является установление положения сводовой части локальной структуры. Предположим, что участок поиска ограничен прямоугольником сторонами  $a$  и  $b$ . Поместим начало координат в левой нижней точке прямоугольника. Тогда сводовая точка локального поднятия на данном участке (если таковая существует) может иметь координаты  $(X, Y)$ , где  $0 \leq X \leq a$ ,  $0 \leq Y \leq b$ . Естественно описать элементарные события, характеризующие расположение сводовой точки в виде:  $L_{x,y}$  — событие, состоящее в том, что  $x = X$ , а  $y = Y$ , ( $0 \leq X \leq a$ ,  $0 \leq Y \leq b$ ). Однако, так как в условии задачи ничего не сказано о существовании на данном участке такой точки, то для обеспечения полноты необходимо ввести также событие  $L_{\infty}$ , предусматривающее отсутствие сводовой точки в пределах прямоугольника. Таким образом, пространство элементарных событий состоит из всех событий  $L_{x,y}$  и события  $L_{\infty}$ .

В дальнейшем будем обозначать пространство элементарных событий через  $\Omega$ , а его элементы —  $\omega$ . Как было показано, различными объединениями элементов из  $\Omega$  можно получить новые события, которые являются по существу множествами, принадлежащими  $\Omega$ . Отсюда следует, что понятия множества и события в тео-

рии вероятностей тождественны, поэтому далее будем пользоваться и тем и другим термином.

Множества, составленные объединением элементов  $\omega$  из  $\Omega$ , представляют значительно больший интерес, чем сами элементарные события  $\omega$ . Однако на одном и том же пространстве  $\Omega$  можно построить различные классы таких множеств. Например, можно рассматривать класс множеств, каждое из которых представляет собой объединение не более двух элементов из  $\Omega$ . Очевидно, что такой класс оказался бы весьма «бедным» для многих прикладных задач и возникает естественное стремление расширить его до необходимых границ. Рассмотрим подробнее вопрос о том, какими свойствами должен обладать класс изучаемых событий.

При анализе любого события  $A$  в общем случае допускается, что оно может и не произойти, иначе — происходит событие ему противоположное  $\bar{A}$  (не  $A$ ). Следовательно, вместе с любым  $A$  класс событий должен содержать в себе и  $\bar{A}$ . Согласно определению  $\bar{A}$  справедливо соотношение  $A \cup \bar{A} = \Omega$ .

Как уже указывалось, объединение событий представляет собой вновь некоторое событие, поэтому всякое объединение должно содержаться в классе рассматриваемых событий. Это означает, что класс событий должен быть замкнут относительно операции объединения. Заметим, что обсуждаемый класс является множеством, элементами которого служат подмножества из  $\Omega$ .

Замкнутость множества относительно некоторой операции поясним на таком примере. Множество всех четных чисел замкнуто относительно операции сложения. Действительно, сумма любых двух четных чисел четна. Это же множество замкнуто относительно операции умножения. В то же время для множества нечетных чисел сложение (в обычном понимании) даже недопустимо.

Требование замкнутости класса подмножеств из  $\Omega$  относительно операций объединения оправдывается хотя бы тем обстоятельством, что эта операция весьма распространена во многих прикладных задачах. Тем не менее, судя по опыту, именно это требование, необходимое для аксиоматического построения современной теории вероятностей, остается у практиков труднодоступным для понимания.

Чтобы избежать теоретических трудностей, предполагается, что в классе событий всегда присутствует невозможное событие. Это утверждение равносильно тому, что в данном классе в качестве элемента рассматривается и пространство  $\Omega$ . Таким образом, класс событий (обозначим его  $F$ ) должен удовлетворять следующим аксиомам:

- 1) если  $A \subset F$ , то  $\bar{A} \subset F$ ;
- 2) для любой последовательности  $A_i \subset F$ , объединение  $\bigcup_i A_i \subset F$ ;
- 3)  $\Omega \subset F$ .

При выполнении аксиомы 2 лишь для конечных последователь-

ностей событий  $A_i$  класс  $F$  называют булевой алгеброй, если аксиома выполняется для любой бесконечной последовательности  $A_i$ , класс  $F$  называют  $\sigma$ -алгеброй.

Следующим основным понятием является понятие вероятности  $P(A)$  события  $A$ . Первоначально оно базировалось на понятии относительной частоты появления события  $A$  в последовательности повторений эксперимента, сохраняющего неизменной определенную совокупность условий. Пусть в ходе  $n$  повторений эксперимента событие  $A$  появилось  $n_A$  раз, тогда относительная частота  $n_A/n$  есть неотрицательное число, заключенное между 0 и 1. Если провести еще один эксперимент, то вновь полученная частота  $n'_A/n + 1$ , где  $n'_A$  либо равно  $n_A$ , либо на 1 больше  $n_A$ , в общем случае не будет равна частоте  $n_A/n$ . Возникает вопрос: какую из этих двух частот принять за вероятность события  $A$ ? Ситуация осложняется еще тем обстоятельством, что в другой серии (длиной  $n$ ) испытаний можно получить новое значение относительной частоты. С другой стороны, интуитивно ясно, что в бесконечном ряду испытаний относительная частота стремится к некоторому пределу. Однако попытки основать понятие вероятности на пределе  $n_A/n$  при  $n \rightarrow \infty$  наталкиваются на ряд трудностей. Так как реализация бесконечного числа испытаний практически не осуществима, необходимо предположение о наличии в таком ряду свойств сходимости. Такой подход в построении теории вероятностей был разработан Мизесом [27].

Значительно более глубокое построение было предложено А. Н. Колмогоровым [22]. Близость понятий вероятности и относительной частоты предопределила во многом общность их свойств. Например, если в ходе повторений эксперимента рассматривается событие, представляющее собой все пространство  $\Omega$ , то оно с необходимостью будет происходить каждый раз, т. е. относительная частота его будет равна единице. Поэтому принимается, что  $P(\Omega) = 1$  — вероятность достоверного события равна 1. Если в качестве события рассмотреть объединение двух непересекающихся событий  $A_1$  и  $A_2$ , то относительная частота  $A_1 \cup A_2$  будет равна сумме относительных частот событий  $A_1$  и  $A_2$ . На основе этого свойства принимается аксиома, что для любой последовательности попарно непересекающихся событий  $A_i$  из  $F$  выполняется условие

$$P\left(\bigcup_i A_i\right) = \sum_i P(A_i),$$

т. е. вероятность объединения попарно не пересекающихся событий равна сумме вероятностей этих событий. И, наконец, удовлетворяя условию  $0 \leq n_A/n \leq 1$ , принимается, что вероятность  $P(A)$  ( $A \subset F$ ) есть неотрицательное число.

Если каждому  $A$  из  $F$  можно поставить в соответствие число, то тем самым задана вещественная функция на элементах  $F$ . Эта функция  $P$  называется вероятностью, если:

- 1)  $P(A)$  — неотрицательно;

$$2) P(\Omega) = 1;$$

3)  $P\left(\bigcup_i A_i\right) = \sum_i P(A_i)$  для любых попарно не пересекающихся событий.

Достоверное событие  $\Omega$  происходит в ходе любого испытания. Это означает, что все множество элементарных событий  $\omega$  исчерпывает все возможные исходы эксперимента. Так как события  $\omega$  попарно несовместны, то в ходе одного испытания может произойти только одно событие  $\omega$ . Произошло ли при этом другое событие  $A$  из  $F$  устанавливается по тому, содержит ли  $A$  в себе данное  $\omega$ . В связи с этим вместе с  $P(A)$  допустима запись  $P(\omega \in A)$ .

Из аксиоматики теории вероятности нельзя извлечь способ назначения вероятностей тех или иных событий. Как правило, в практических задачах выбор вероятностей базируется на априорных представлениях об относительных частотах, которые имели бы место в достаточно длинном ряду испытаний.

Пространство  $\Omega$ , выделенная на нем система событий, удовлетворяющая аксиомам 1—3, и вероятностная мера  $P$  образуют вероятностное пространство  $(\Omega, F, P)$ .

Обратим внимание на то важное обстоятельство, что вероятностная мера  $P$  задается не на элементах пространства  $\Omega$ , а на множествах из  $F$ . Кажется привлекательным поставить всем элементам  $\omega$  из  $\Omega$  в соответствие неотрицательные числа  $P_\omega$ , чтобы сумма всех  $P_\omega$  оказалась равной 1. Тогда вероятность любого события  $A$ , представляющего некоторое объединение элементов  $\omega$  из  $\Omega$ , можно было бы получить простым суммированием соответствующих  $P_\omega$  ( $\omega \in A$ ). Такая схема легко реализуется на пространствах  $\Omega$  с конечным или счетным множеством элементов. В остальных случаях построение этой схемы, как правило, невозможно.

*Пример 4.* Рассмотрим пространство  $\Omega$  в условиях примера 2. Следует отметить, что описываемый пример отражает реальную ситуацию, повсеместно встречающуюся в практике поисковых работ, когда локализацию сводовой части локальной структуры из-за различного рода помех трудно осуществить. Предположим, что сводовая точка обязательно присутствует в заданной области ( $0 \leq x \leq a$ ,  $0 \leq y \leq b$ ), т. е.  $P(L_\infty) = 0$ , и что все события  $L_{x,y}$  равновероятны. Никакое положительное число не может служить оценкой вероятности  $P(L_{x,y})$ , поэтому  $P(L_{x,y})$  равно нулю для всех  $L_{x,y}$ . На основе только такой информации нельзя оценить вероятность событий, представляющих несчетное объединение элементарных событий. Этого нельзя сделать не только потому, что понятие суммы определено лишь для конечных или счетных совокупностей элементов. Даже если заменить понятие суммы определенным интегралом, то формально его значение от функции  $P(L_{x,y})$  по любой области равно нулю. Это противоречит тому, что вероятностная мера всего пространства равна 1. С другой стороны ясно, что при равномерном «распределении» сводовой точки, вероятность попадания ее в некоторую замкнутую область внутри задан-

ного прямоугольника будет пропорциональна площади этой области. Вероятностную меру на таких областях можно определить с помощью функции  $f(x, y)$ , равной  $(a \cdot b)^{-1}$  в точках, принадлежащих заданному прямоугольнику, и нулю — в противном случае

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{a \cdot b} & \text{для } 0 \leq x \leq a \text{ и } 0 \leq y \leq b, \\ 0 & \text{для всех остальных точек.} \end{cases}$$

Если требуется определить вероятность «попадания» сводовой точки в некоторую окрестность  $D$ , то ее легко найти по формуле

$$P(D) = \int_D \int f(x, y) dx dy.$$

Такой областью может быть и одна точка, для которой формально получим

$$P(D) = P(L_{x, y}) = \int_y^y \int_x^x f(x, y) dx dy = 0.$$

Равенство нулю вероятностей  $P(L_{x, y})$  для всех точек  $(x, y)$  часто вызывает недоумение, связанное с тем, что вероятности всех элементарных событий равны нулю и тем не менее одно из них обязательно произойдет. Такая ситуация характерна для пространств  $\Omega$  с несчетным множеством состояний. Кажущееся противоречие можно устранить следующим соглашением: невозможное событие имеет нулевую вероятность, но не всякое событие, имеющее нулевую вероятность, является невозможным.

Вероятностная мера, заданная функцией  $f(x, y)$ , определена на множествах точек из  $\Omega$ . Класс этих множеств должен удовлетворять требованиям аксиом 1—3. Строгое описание такого класса в условиях данного примера требует привлечения сведений из теории множеств. В полном объеме эти сведения не потребуются для решения рассматриваемых в дальнейшем задач — вычисление вероятностей событий не выйдет за пределы теории интеграла Римана. Читатель, желающий подробней ознакомиться с идеями построения алгебры множеств в  $n$ -мерных евклидовых пространствах, может обратиться к книге Г. Крамера [27].

Важным понятием, характеризующим связь между событиями, является понятие зависимости. Ранее уже приводился пример, когда некоторое событие  $A$  влечет за собой с необходимостью другое событие  $B$ . Это означает, что при появлении события  $A$  вероятность события  $B$  равна единице. Если бы наоборот события  $A$  и  $B$  были несовместны, то появление одного из них приводило бы к нулевой вероятности другого. Всякий раз, когда появление события  $A$  влечет за собой и з м е н е н и е вероятности события  $B$ , говорят, что  $A$  и  $B$  з а в и с и м ы. Вероятность события  $B$  при условии, что произошло событие  $A$ , называют условной вероятностью  $P(B/A)$ .

Условную вероятность события  $B$  можно вычислить по формуле

$$P(B/A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}. \quad (1.1.1)$$

События  $A$  и  $B$  называют независимыми, если

$$P(B/A) = P(B),$$

или, используя (1.1.1),

$$P(A \cap B) = P(A)P(B).$$

Аналогичным способом определяется независимость большего числа событий: события  $A, B, C, \dots$  являются независимыми в совокупности, если

$$P(A \cap B \cap C \cap \dots) = P(A)P(B)P(C)\dots$$

Отметим, что независимость в совокупности влечет за собой попарную независимость, а обратное утверждение неверно.

## 1.2. СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

В качестве примера, иллюстрирующего понятие случайной величины, рассмотрим следующую схему. Представим, что принимается решение о заложении глубокой поисковой скважины в данной точке площади. Ограничимся моделью, в которой пространство элементарных событий  $\Omega$  состоит из двух событий:  $\omega_1$  — скважина вскрыет залежь нефти;  $\omega_2$  — скважина не вскрыет залежь нефти.

Пусть далее  $P(\omega_1) = P_1$ , тогда  $P(\omega_2) = 1 - P_1 = P_2$ .

В случае осуществления  $\omega_2$  будут понесены потери, равные стоимости скважины  $S_2$ , в противном случае допустим, что эксплуатация залежи с учетом всех расходов даст прибыль  $S_1$ . Таким образом, событию  $\omega_1$  поставлено в соответствие число  $S_1$ , а  $\omega_2$  — число  $S_2$ , иначе, на элементах пространства  $\Omega$  задана вещественная функция. Такая функция является случайной величиной. В практических задачах такое задание случайной величины осуществляют редко, а чаще пользуются заданием ее функции распределения.

Учитывая большую роль, которую играют случайные величины в практических задачах, остановимся на описании их свойств более подробно.

Пусть задано вероятностное пространство  $(\Omega, F, P)$ . На элементах пространства  $\Omega$  определим вещественную функцию  $\varphi(\omega)$ . Обозначим  $L_x$  множество всех  $\omega$ , для которых  $\varphi(\omega) \leq x$ . Событие  $L_x$  означает, что значение функции  $\varphi(\omega)$  не превысит число  $x$ . Для вычисления этой вероятности необходимо, чтобы  $L_x$  принадлежало классу  $F$ , т. е. являлось измеримым множеством. Если для любого  $x$  множества  $L_x$  измеримы, то функция  $\varphi(\omega)$  называется случайной величиной. Таким образом, каждой точке  $x$  вещественной прямой  $R_1$  можно поставить в соответствие число  $P(L_x) = P(\varphi(\omega) \leq x) = F(x)$ . Функция  $F(x)$  называется



функцией распределения. Так как при  $x_2 > x_1$   $L_{x_2} \supset L_{x_1}$ , то  $P(L_{x_1}) \leq P(L_{x_2})$ , т. е.  $F(x_1) \leq F(x_2)$ , следовательно  $F(x)$  — неубывающая функция, определенная на всей вещественной прямой  $R_1$  и принимающая значение от 0 до 1.

Производная  $f(x)$  функции  $F(x)$  (если она существует) называется плотностью функции распределения. Так как  $F(x)$  — неубывающая функция, плотность  $f(x) \geq 0$ .

Функция распределения  $F(x)$  однозначно определяет все свойства случайной величины, поэтому в дальнейшем для задания случайных величин нет необходимости описывать вероятностное пространство  $(\Omega, F, P)$  и на элементах  $\omega$  из  $\Omega$  определять функцию  $\varphi(\omega)$ .

Для нескольких случайных величин  $\varphi_i$  вводится понятие совместной функции распределения

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P \left[ \bigcap_{i=1}^n (\varphi_i < x_i) \right].$$

Случайные величины  $\varphi_i$  называются независимыми в совокупности, если их совместная функция распределения представлена в виде

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F(x_1) F(x_2) \dots F(x_n),$$

где  $F(x_i)$  — функция распределения случайной величины  $\varphi_i$ .

*Пример 5.* Обозначим  $H_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) глубину горизонта в  $i$ -й точке,  $h_i$  — измерение в этой точке. При наличии погрешностей измерения значений  $H_i$  и  $h_i$  в общем случае не совпадут. Если  $\Delta_i$  — разность между этими значениями, то  $H_i = h_i + \Delta_i$ . Будем считать, что  $\Delta_i$  — независимые в совокупности случайные величины. Тогда случайные величины  $H_i$  также являются независимыми. Пусть  $F_i(x)$  — функция распределения случайной величины  $H_i$ . Определим вероятность того, что в случайной реализации значение  $H_k$  окажется наибольшим. Это равносильно тому, что  $k$ -я точка горизонта имеет наименьшую глубину (глубины измеряются отрицательными значениями). Рассматриваемое событие требует одновременного выполнения неравенства  $H_k > H_i$  для  $i \neq k$ . Вероятность того, что одновременно выполняются неравенства  $z \leq H_k < z + dz$ ;  $H_i < z$  для  $i \neq k$  равна

$$\left[ \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^n F_i(z) \right] dF_k(z). \quad (1.2.1)$$

Вероятность того, что  $H_k$  окажется наибольшей, вычисляется на основе (1.2.1) по формуле полной вероятности

$$P = \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \prod_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^n F_i(z) \right] dF_k(z). \quad (1.2.2)$$

В частности, если случайные величины  $H_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) имеют одинаковое распределение  $F(z)$ , то

$$P = \int_{-\infty}^{\infty} [F(z)]^{n-1} dF(z) = \frac{[F(z)]^n}{n} \Big|_{-\infty}^{\infty} = \frac{1}{n}. \quad (1.2.3)$$

Необходимо отметить, что независимость случайных величин  $H_i$  не влечет за собой независимости событий таких, как  $H_k > H_l$  и  $H_k > H_n$ . Это легко показать на следующем примере. Пусть  $H_1, H_2$  и  $H_3$  — независимые случайные величины с одинаковыми распределениями. Вероятность того, что  $H_1$  в случайной реализации окажется больше  $H_2$  и  $H_3$  равна, согласно (1.2.3),  $1/3$ . С другой стороны, пусть события  $A_1$  и  $A_2$  означают, что  $H_1 > H_2$  и  $H_1 > H_3$ . Тогда вероятности  $P(A_1) = P(A_2) = 1/2$ . Если события  $A_1$  и  $A_2$  были бы независимыми, то вероятность их одновременного осуществления была бы равна

$$P(A_1, A_2) = P(A_1)P(A_2) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{3},$$

что приводит к противоречию.

Важными характеристиками случайной величины  $X$  являются ее математическое ожидание  $MX = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx$  и дисперсия

$$DX = \int_{-\infty}^{\infty} (x - MX)^2 f(x) dx.$$

Распределение случайной величины  $X$  может порождать новые распределения случайных величин, представляющие собой функции от  $X$ . Если  $Y = \alpha(X)$  — функция случайной величины  $X$ , то ее распределение  $z(y)$  определяется соотношением

$$z(y) = P[\alpha(X) \leq y] = P(X \in L_y),$$

где  $L_y$  — множество точек  $x$  из  $R_1$ , для которых  $\alpha(x) \leq y$ .

Если  $\alpha(x)$  строго монотонна и имеет непрерывную производную  $\alpha'(x) \neq 0$ , то плотность распределения случайной величины  $Y = \alpha(X)$  имеет вид

$$z'(y) = f(x) \left| \frac{dx}{dy} \right| = f(x) \left| \frac{d\alpha^{-1}(y)}{dy} \right|, \quad (1.2.4)$$

где  $f(x)$  — плотность распределения случайной величины  $X$ .

*Пример 6.* Пусть  $t$  — время пробега луча в толще мощностью  $h$ . Тогда скорость  $v = h/t$  представляет собой функцию времени  $t$ . В силу различного рода погрешностей, значение  $t$  будем считать случайной величиной, равномерно распределенной в интервале от  $T_1$  до  $T_2$ , т. е. плотность распределения  $t$  выражается в виде

$$f(t) = \begin{cases} 0 & \text{для } t < T_1, \\ \frac{1}{T_2 - T_1} & \text{для } T_1 \leq t \leq T_2, \\ 0 & \text{для } t > T_2. \end{cases} \quad (1.2.5)$$



3902

Плотность распределения  $\varphi(v)$  случайной величины  $V = h/t$  можно определить на основе (1.2.4)

$$\varphi(v) = \begin{cases} 0 & \text{для } v \geq h/T_1, \\ \frac{h}{(T_2 - T_1)} \frac{1}{v^2} & \text{для } h/T_2 \leq v \leq h/T_1, \\ 0 & \text{для } v \leq h/T_2. \end{cases} \quad (1.2.6)$$

Легко убедиться, что распределение величины  $v$  существенно отличается от распределения  $t$ . Примечательно, что математическое ожидание  $Mt$  находится в середине интервала  $(T_1, T_2)$ , т. е. равно  $(T_1 + T_2)/2$ , в то время как  $Mv$  расположено ближе к значению  $h/T_2$ , чем к значению  $h/T_1$ , и равно

$$h \ln \frac{T_2}{T_1} (T_2 - T_1)^{-1}.$$

*Пример 7.* В условии примера допустим, что расстояние  $h$  также является случайной величиной с функцией распределения  $W(h)$  и плотностью  $w(h)$ . Для определения функции распределения случайной величины  $V$  необходимо знать характер зависимости (в вероятностном смысле) случайных величин  $h$  и  $t$ . Для простоты предположим их независимыми. Тогда функция распределения  $F(v)$  задается выражением

$$F(v) = P(V \leq v) = P(h \leq [vt]) = \int_{T_1}^{T_2} W(tv) f(t) dt,$$

а плотность распределения

$$\varphi(v) = \int_{T_1}^{T_2} tw(tv) f(t) dt.$$

Данная задача может быть решена также на основе метода рандомизации [39].

Если в качестве функции случайной величины  $X$  рассмотреть  $Y = F(X)$ , где  $F(x)$  — функция распределения  $X$ , то случайная величина  $Y$  имеет равномерное распределение на отрезке  $[0, 1]$ . Этим свойством функции  $Y = F(x)$  широко пользуются при моделировании случайных величин в методе статистических испытаний.

При изучении совокупности случайных величин важную роль играют условные распределения. Допустим, что случайные величины  $X_1$  и  $X_2$  имеют совместную плотность  $f(x_1, x_2)$  и пусть событие  $A$  означает, что  $a < X_1 \leq b$ , а событие  $B$  —  $X_2 \leq y$ . Тогда вероятность события  $A$

$$P(A) = \int_a^b \left( dx_1 \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_2 \right),$$

а вероятность

$$P(AB) = \int_a^b \left( dx_1 \int_{-\infty}^y f(x_1, x_2) dx_2 \right).$$

Согласно (1.1.1) получим

$$P(B/A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{\int_a^b \left( dx_1 \int_{-\infty}^y f(x_1, x_2) dx_2 \right)}{\int_a^b \left( dx_1 \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_2 \right)} \quad (1.2.7)$$

или

$$P(X_2 \leq y/a < X_1 \leq b) = \frac{\int_a^b \left( dx_1 \int_{-\infty}^y f(x_1, x_2) dx_2 \right)}{\int_a^b \left( dx_1 \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) dx_2 \right)}. \quad (1.2.8)$$

Функция  $P(y) = P(X_2 \leq y/a < X_1 \leq b)$  удовлетворяет всем требованиям, предъявляемым к функции распределения случайной величины. Она называется условной функцией распределения случайной величины  $X_2$  при условии, что  $a < X_1 \leq b$ . Если неограниченно приближать значение  $b$  к значению  $a$ , то, разделив числитель и знаменатель из (1.2.8) на  $b-a$  и переходя к пределу, получим

$$P(X_2 \leq y/X_1 = a) = \frac{\int_{-\infty}^y f(a, x_2) dx_2}{\int_{-\infty}^{\infty} f(a, x_2) dx_2}. \quad (1.2.9)$$

Выражение (1.2.9) описывает условную функцию распределения случайной величины  $X_2$  при условии, что  $X_1 = a$ . Обозначая

$\int_{-\infty}^{\infty} f(a, x_2) dx_2 = f_1(a)$ , получим

$$\frac{dP(X_2 \leq y/X_1 = a)}{dy} = \frac{f(a, x_2)}{f_1(x_1)}. \quad (1.2.10)$$

Последнее представление условной плотности наиболее употребительно, поэтому для упрощения записи неравенство  $X_2 \leq y$  и равенство  $X_1 = a$  опускают

$$f_2(x_2/x_1) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_1(x_1)}, \quad (1.2.11)$$

где  $f_2(x_2/x_1)$  — условная плотность.

Обобщая рассуждения для большего числа случайных величин, получим

$$f(x_1, x_2, \dots, x_k/x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_n) = \frac{f(x_1, x_2, \dots, x_n)}{f_{k+1, n}(x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_n)}, \quad (1.2.12)$$

где  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  — совместная плотность распределения случайных величин  $X_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ );  $f_{k+1, n}(x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_n)$  — совместная плотность распределения случайных величин  $X_i$  ( $i = k+1, \dots, n$ ).

Безусловную плотность распределения случайных величин  $X_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) можно получить интегрированием функции  $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  ( $n > k$ ) по оставшимся  $n-k$  переменным

$$f_{1, k}(x_1, x_2, \dots, x_k) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) \times \\ \times dx_{k+1} dx_{k+2}, \dots, dx_n. \quad (1.2.13)$$

Если многомерные случайные величины  $(X_1, X_2, \dots, X_k)$  и  $(X_{k+1}, X_{k+2}, \dots, X_n)$  независимы, то условная плотность  $f(x_1, x_2, \dots, x_k/x_{k+1}, x_{k+2}, \dots, x_n)$  равна безусловной плотности  $f_{1, k}(x_1, x_2, \dots, x_k)$ .

Связь между двумя случайными величинами  $X_1$  и  $X_2$  часто оценивают с помощью коэффициента корреляции

$$\rho = (DX_1 DX_2)^{-1/2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) (x_1 - MX_1)(x_2 - MX_2) dx_1 dx_2.$$

Произведение  $\rho \sqrt{DX_1 DX_2}$  называют ковариацией  $X_1$  и  $X_2$

$$\text{cov}(X_1, X_2) = \rho \sqrt{DX_1 DX_2}. \quad (1.2.14)$$

Коэффициент корреляции  $\rho$  характеризует степень линейной связи случайных величин  $X_1$  и  $X_2$ . Он равен нулю, если  $X_1$  и  $X_2$  независимы. Если случайные величины  $X_1$  и  $X_2$  подчинены двумерному нормальному распределению, то из условия  $\rho = 0$  вытекает независимость  $X_1$  и  $X_2$ . Всегда, когда  $\rho = 0$ , говорят, что  $X_1$  и  $X_2$  некоррелированы.

Для большего числа случайных величин  $X_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) рассматривают ковариационную матрицу

$$\text{cov}(\bar{X}) = \begin{vmatrix} DX_1 & \text{cov}(X_1, X_2) & \dots & \text{cov}(X_1, X_n) \\ \text{cov}(X_2, X_1) & DX_2 & \dots & \text{cov}(X_2, X_n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(X_n, X_1) & \text{cov}(X_n, X_2) & \dots & DX_n \end{vmatrix}. \quad (1.2.15)$$

Так как  $\text{cov}(X_i, X_j) = \text{cov}(X_j, X_i)$ , ковариационная матрица является симметрической.

Ковариационные матрицы применяются при описании широкого класса многомерных распределений: нормальное распределение,  $t$ -распределение, распределение Уишарта и др. Так как при сейсморазведочных работах производят большое число изменений, математическая обработка сейсмических данных во многом должна опираться на теорию многомерных распределений и связанную с ней теорию случайных процессов. Более того, поскольку основным объектом изучения сейсморазведки является поверхность отражающего горизонта, которая в дальнейшем рассматривается как реализация случайного поля, потребуются еще и сведения из теории многомерных случайных процессов (случайных полей).

### 1.3. МНОГОМЕРНЫЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ

Пусть  $A$  — симметрическая матрица  $n \times n$  с элементами  $a_{ij}$ . С помощью такой матрицы задается квадратичная форма  $Q$ , определяемая соотношением

$$Q = \bar{x}A\bar{x}' = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij}x_i x_j,$$

где  $\bar{x}$  — вектор  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ .

Если при любых значениях переменных  $x_i$ , не равных одновременно нулю, квадратичная форма  $Q$  остается положительной (неотрицательной), то матрица  $A$  считается положительно (неотрицательно) определенной матрицей. Для любой совокупности случайных величин ковариационная матрица является неотрицательно определенной. Необходимость соблюдения этого требования создает определенные трудности при решении практических задач. Эти трудности связаны с тем, что на практике крайне редко задают вероятностное пространство  $(\Omega, F, P)$  с тем, чтобы на элементах пространства  $\Omega$  задать функции  $\varphi_j(\omega)$ , образующие совокупность случайных величин. В этом случае в расчете ковариационной матрицы не содержалось бы ошибок. На самом деле задание совокупности случайных величин начинается, как правило, с описания ковариационной матрицы, неотрицательную определенность которой в случае больших размерностей трудно установить.

Пусть  $A$  — ковариационная матрица случайных величин  $X_1, X_2, \dots, X_n$ . Положим, что ни при каких вещественных числах  $b_i$ , одновременно не равных нулю, равенство  $\sum b_i X_i = 0$  невозможно (в этом случае матрица  $A$  является положительно определенной). Случайные величины  $X_i$  распределены по многомерному нормальному закону с нулевым средним, если их совместная плотность распределения представлена в виде

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = (2\pi)^{-n/2} |A|^{-1/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a^{ij} x_i x_j \right], \quad (1.3.1)$$

где  $a^{ij}$  — элементы матрицы  $A^{-1}$ .

Заметим, что обратная матрица  $A^{-1}$  также является положительно определенной и потому квадратичная форма  $\sum \sum a^{ij} x_i x_j$ , находящаяся под знаком экспоненты, положительна при любых  $x_i$ , не равных одновременно нулю. Если вместо  $x_i$  подставить в (1.3.1)  $x_i - \mu_i$ , получим нормальное распределение с вектором средних  $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)$

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = (2\pi)^{-n/2} |A|^{-1/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a^{ij} \times \right. \\ \left. \times (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) \right]. \quad (1.3.2)$$

Предположим, что  $X_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) — глубины отражающего горизонта в точках, расположенных вдоль некоторого профиля. Чтобы точка с номером  $k$  принадлежала локальному поднятию, необходимо выполнить условия: по разные стороны от точки  $k$  ( $k \neq 1, k \neq n$ ) найдутся такие точки  $l$  и  $m$  ( $l < k, m > k$ ), что  $X_k > X_l \cap X_k > X_m$ . Пусть событие  $B_{l,m} = (X_k > X_l \cap X_k > X_m)$ . Выполнение приведенного выше условия равносильно тому, что произойдет событие  $B = \bigcup_{l,m} B_{l,m}$ , где  $l > k, a > k$ .

Для нахождения вероятностей этого события потребовалось бы вычисление интеграла от плотности (1.3.2) по весьма сложной области  $n$ -мерного пространства  $R^n$ , что для больших  $n$  не представляется возможным. Другой путь отыскания вероятности  $P(B)$  основан на применении закона больших чисел [27] и метода статистических испытаний [21]. Допустим, что нам удалось получить  $N$  реализаций случайного вектора  $\bar{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ :

$$\bar{X}_1 = (X_1^1, X_2^1, \dots, X_k^1, \dots, X_n^1);$$

$$\bar{X}_2 = (X_1^2, X_2^2, \dots, X_k^2, \dots, X_n^2);$$

⋮  
⋮  
⋮

$$\bar{X}_N = (X_1^N, X_2^N, \dots, X_k^N, \dots, X_n^N).$$

В каждой из этих реализаций легко установить простым сравнением значений  $X_k, X_l$  и  $X_m$  ( $k > l, k < m$ ), произошло ли событие  $B$ . Отношение  $N'/N$ , где  $N'$  — количество реализаций, в которых установлено событие  $B$ , является оценкой искомой вероятности  $p(B)$ . Эта оценка является также случайной величиной, дисперсия которой убывает с ростом  $N$ . Чем больше  $N$ , тем выше вероятность того, что модуль разности  $|N'/N - P(B)|$  не превысит заданный уровень. Более точно, для любого  $\varepsilon > 0$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} P(|N'/N - P(B)| < \varepsilon) = 1.$$

Задаваясь необходимой точностью определения значения  $p(B)$ , можно установить минимальное значение  $N$ , при котором эта точность достигается [21].

В описанной схеме остался открытым вопрос о способе получения реализаций случайного вектора  $X$ , распределенного по закону (1.3.1). Проблема моделирования случайных векторов (случайных функций) будет уделено достаточно большое внимание в гл. 2, а здесь только укажем, что аппарат моделирования во многом опирается на теорию линейных преобразований. Именно, всякую совокупность случайных величин  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , подчиненную распределению (1.3.2), можно соответствующим линейным преобразованием привести к совокупности независимых случайных величин  $\bar{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$

$$\bar{Y} = C\bar{X},$$

где  $C$  — матрица линейного преобразования.

Моделирование совокупности независимых случайных величин сводится к последовательному моделированию каждой из них, что не вызывает значительных трудностей. Вслед за этим с помощью обратного преобразования  $C^{-1}$  получают реализации случайного вектора  $X$

$$\bar{X} = C^{-1}\bar{Y}.$$

Случайные величины  $Y_i$ , полученные с помощью линейного преобразования величин  $X_i$ , также распределены по нормальному закону с ковариационной матрицей  $T = CAC'$ , являющейся в силу независимости  $Y_i$  диагональной. На главной диагонали матрицы  $T$  находятся дисперсии случайных величин  $DY_i$ . Матрица  $T^{-1}$  также диагональная с элементами  $(DY_i)^{-1}$ , поэтому распределение  $\bar{Y}$  имеет вид

$$\begin{aligned} f(y_1, y_2, \dots, y_n) &= (2\pi)^{-n/2} \prod_{i=1}^n (DY_i)^{-1/2} \times \\ &\times \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n y_i^2 (DY_i)^{-1} \right] = \prod_{i=1}^n \left( (2\pi)^{-1/2} (DY_i)^{-1/2} \times \right. \\ &\times \left. \left[ -\frac{1}{2} y_i^2 (DY_i)^{-1} \right] \right), \end{aligned}$$

т. е. совместная плотность представляется как произведение частных плотностей.

Другим важным распределением, для задания которого необходима лишь ковариационная матрица, является  $t$ -распределение. Случайные величины  $X_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) подчинены  $t$ -распределению с  $k$ -степенями свободы, если их совместная плотность выражена законом

$$\begin{aligned} f(x_1, x_2, \dots, x_n) &= \frac{\Gamma(n+k)/2}{\Gamma(k/2) (k\pi)^{n/2} |A|^{1/2}} \times \\ &\times \left[ 1 + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a^{ij} (x_i - \mu_i) (x_j - \mu_j) \right]^{-(n+k)/2}, \end{aligned} \quad (1.3.3.)$$

где  $\Gamma$  — гамма-функция.



При  $k = 1$  распределение (1.3.3) называется распределением Коши.

Одномерное распределение Коши легко получить, рассматривая следующую модель. Луч, угол выхода которого равномерно распределен в интервале от  $-\frac{\pi}{2}$  до  $\frac{\pi}{2}$ , падает в плоскости профиля на горизонтальную границу, залегающую на глубине  $h$ . Координата  $X$  точки встречи луча с заданной границей будет случайной величиной, распределенной по закону Коши

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{h}{h^2 + x^2}, \quad (1.3.4)$$

предполагая, что точка выхода луча расположена в начале координат.

При внешнем сходстве нормального распределения и распределения Коши они обладают существенно разными свойствами. Например, дисперсия случайной величины, распределенной по формуле (1.3.4), бесконечна, а математическое ожидание не существует. Вообще для  $t$ -распределения векторы средних и дисперсий существуют лишь для  $k > 2$ . Вместе с тем для распределений (1.3.2) и (1.3.3) характерна общность в получении условных математических ожиданий, которые широко используются в разделе 5.1.

Представим вектор  $\bar{X}$  в виде  $\bar{X} = (\bar{X}_1, \bar{X}_2)$  где  $\bar{X}_1 = (X_1, X_2, \dots, X_l)$ , а  $\bar{X}_2 = (X_{l+1}, \dots, X_n)$  с соответствующими векторами средних  $\bar{\mu}_1$  и  $\bar{\mu}_2$  и ковариационными матрицами  $A_{11}$ ,  $A_{22}$ ,  $A_{12}$ ,  $A_{21}$ , т. е.

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}.$$

При условии, что вектор  $\bar{X}_2$  принял значения вектора  $\bar{x}_2$  определим математическое ожидание  $\bar{\mu}'_1$  вектора  $\bar{X}_1$

$$\bar{\mu}'_1 = \bar{\mu}_1 + A_{12} A_{22}^{-1} (\bar{X}_2 - \bar{\mu}_2). \quad (1.3.5)$$

Соотношение (1.3.5) верно как для нормального, так и для  $t$ -распределения. Условное распределение вектора  $\bar{X}_1$  при заданном  $\bar{X}_2 = \bar{x}_2$  имеет ковариационную матрицу:

для нормального распределения

$$A_{11} - A_{12} A_{22}^{-1} A_{21};$$

для  $t$ -распределения

$$\frac{k + n - l}{k + (\bar{X}_2 - \bar{\mu}_2)' A_{22}^{-1} (\bar{X}_2 - \bar{\mu}_2)} [A_{11} - A_{12} A_{21} A_{22}^{-1}]^{-1}.$$

Простейшим примером случайной функции служит случайный вектор  $\bar{X}_i$ , где роль аргумента функции исполняет индекс  $i$ , а значением ее служит случайная величина. Для описания случайной функции недостаточно поставить в соответствие каждому значению аргумента определенную случайную величину. Необходимо также для любых конечных совокупностей этих случайных величин определить их совместные распределения.

Если аргумент  $\theta$  случайной функции  $\Phi(\theta)$  принимает дискретные значения, то  $\Phi(\theta)$  называют случайной последовательностью. В общем случае параметр  $\theta$  изменяется на произвольном множестве  $\Theta$ . Однако мы ограничимся рассмотрением лишь четырех типов:

- 1) множества натуральных чисел;
- 2) множества пар  $(i, j)$ , где  $i$  и  $j$  — натуральные числа;
- 3) пространства  $R^1$  (прямая);
- 4) пространства  $R^2$  (плоскость).

В качестве реализаций случайных функций (полей) в книге в основном рассматриваются поверхности отражающих горизонтов как функции  $H(x, y)$  точек плоскости  $(x, y)$ . Это означает, что аргументом  $\theta$  случайной функции  $\Phi(\theta)$  служит упорядоченная пара вещественных чисел  $(x, y)$ . Специфика сейсморазведочных работ (расположение точек наблюдений вдоль прямолинейных профилей) приводит также к рассмотрению одномерных случайных функций  $\Phi(\theta)$ .

Допустим, что в точках  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$  случайная функция приняла значения  $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_n$ , т. е.

$$\Phi(\theta)_i = \varphi_i \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

где  $\varphi_i$  — вещественные числа.

Тогда случайные величины, заданные в других точках, изменят свои первоначальные распределения. Определение характеристик новых (условных) распределений является задачей, имеющей весьма широкое приложение в геофизической практике. Этими задачами являются:

- 1) оценка картируемой поверхности по некоторым ее точечным измерениям;
- 2) сглаживание измерений;
- 3) оценка спектральных свойств оцениваемой поверхности;
- 4) определение вероятностей принадлежности точек локальным поднятиям;
- 5) оценка вероятностей пропуска и обнаружения локального поднятия на заданном участке и др.

Для решения указанных задач потребуется изучение некоторых свойств случайных функций. Наиболее хорошо развита теория случайных функций, свойства которых не зависят от начала отсчета аргумента  $\theta$ . Рассмотрим для функции  $\Phi(\theta)$  случайные величины, заданные в точках  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ . Если для любого набора  $\theta_i$  сов-

местное распределение этих случайных величин не зависит от выбранного начала координат, то такую случайную функцию называют однородной. Отсюда следует, что все случайные величины, исполняющие роль значений однородной случайной функции  $\Phi(\theta)$ , имеют одинаковые законы распределения.

Вещественная функция  $\bar{\Phi}(\theta)$ , ставящая в соответствие каждой точке  $\theta$  математическое ожидание случайной величины, определенной в этой точке, называется математическим ожиданием случайной функции:

$$\bar{\Phi}(\theta) = M\Phi(\theta).$$

Для однородных случайных функций  $\Phi(\theta)$

$$\bar{\Phi}(\theta) = \text{const.} \quad (1.4.1)$$

Важной характеристикой случайного процесса  $\Phi(\theta)$  является его корреляционная функция

$$K(\theta_1, \theta_2) = M\{[\Phi(\theta_1) - \bar{\Phi}(\theta_1)][\Phi(\theta_2) - \bar{\Phi}(\theta_2)]\}. \quad (1.4.2)$$

Когда необходимо подчеркнуть, что корреляционная функция описывает связь между случайными величинами, отнесенными к одному процессу, будем называть ее автокорреляционной функцией. Корреляционная функция однородного процесса зависит от разности  $\theta_2 - \theta_1$ , где  $\theta_i$  в общем случае является вектором. Например, для одномерного процесса

$$K(\bar{\theta}) = K(x_1, x_2) = K(x_2 - x_1) = K(\rho), \quad (1.4.3)$$

где вектор  $\bar{\theta} = (\theta_1, \theta_2)$ ,

а для двумерного

$$K(\bar{\theta}) = K(x_1, y_1; x_2, y_2) = K(x_2 - x_1; y_2 - y_1) = K(\rho_x, \rho_y), \quad (1.4.4.)$$

где  $\rho_x = x_2 - x_1$ ;  $\rho_y = y_2 - y_1$ .

Для автокорреляционной функции справедливы соотношения

$$K(\rho) = K(-\rho), \quad K(\bar{\theta}) = K(-\bar{\theta}). \quad (1.4.5)$$

Если выполняются только условия (1.4.1) и (1.4.4), то процесс называют однородным в широком смысле.

Из определения корреляционной функции (1.4.3) вытекает, что ее значение  $K(\theta)$  представляет собой ковариацию случайных величин, заданных в точках  $\theta_1$  и  $\theta_2$ . Следовательно, однородные процессы с нормальным распределением случайных величин могут быть заданы с помощью математического ожидания  $M\Phi(\theta)$  и корреляционной функции  $K(\bar{\theta})$ . В равной мере это относится и к  $t$ -распределению с фиксированным числом степеней свободы.

Многомерные однородные процессы могут обладать свойством изотропности. Как уже было сказано, множество  $\Theta$ , на котором изменяется параметр  $\theta$ , представляет собой либо прямую, либо плоскость. В этих пространствах легко определить расстояние

$\rho(\theta_1, \theta_2)$  между точками  $\theta_1$  и  $\theta_2$ . Если корреляционная функция однородного процесса  $K(\bar{\theta})$  зависит только от расстояния  $\rho(\theta_1, \theta_2)$ , то такой процесс является изотропным.

Для любой совокупности случайных величин, заданных в точках  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ , можно с помощью корреляционной функции составить ковариационную матрицу:

$$\begin{bmatrix} K(\theta_1, \theta_1) & K(\theta_1, \theta_2) & \dots & K(\theta_1, \theta_n) \\ K(\theta_2, \theta_1) & K(\theta_2, \theta_2) & \dots & K(\theta_2, \theta_n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ K(\theta_n, \theta_1) & K(\theta_n, \theta_2) & \dots & K(\theta_n, \theta_n) \end{bmatrix}. \quad (1.4.6)$$

Известно, что эта матрица должна быть неотрицательно определенной (см. раздел 1.3). Это налагает соответствующие ограничения на выбор функции  $K(\bar{\theta})$ . Полученная на ее основе матрица (1.4.6) должна обладать свойствами ковариационной матрицы. Этому вопросу мы уделяем особое внимание, так как очень часто на практике в качестве  $K(\bar{\theta})$  выбираются функции, которые не обладают свойствами корреляционных функций. В качестве примера рассмотрим функцию

$$De^{-\gamma^2 \rho^2} \cos \beta \rho, \quad (1.4.7)$$

где  $\rho$  — расстояние между точками.

Такую функцию часто выбирают в качестве корреляционной для описания однородных изотропных процессов. Если процесс одномерный, то параметры  $\gamma$  и  $\beta$  могут быть любыми вещественными числами. Однако для двумерного однородного изотропного процесса корреляционная функция (1.4.7) не допускает всех комбинаций параметров  $\gamma$  и  $\beta$ . Действительно, соответствующим подбором  $\gamma$  и  $\beta$  можно добиться, чтобы для некоторого  $\rho_0$

$$K(\rho_0) = De^{-\gamma^2 \rho_0^2} \cos \beta \rho_0 < -\frac{1}{2} D,$$

где  $D > 0$ .

Если расположить точки  $\theta_1, \theta_2$  и  $\theta_3$  в вершинах равностороннего треугольника, то ковариационная матрица соответствующих случайных величин будет иметь вид

$$\text{cov}(\Phi(\theta_i), \Phi(\theta_j)) = \begin{bmatrix} D & K(\rho_0) & K(\rho_0) \\ K(\rho_0) & D & K(\rho_0) \\ K(\rho_0) & K(\rho_0) & D \end{bmatrix}.$$

Ее определитель  $D^3 + 2K^3(\rho_0) - 3DK^2(\rho_0)$  при  $K(\rho_0) < -\frac{1}{2}D$  отрицателен, что, согласно теореме Сильвестра, противоречит неотрицательной определенности ковариационной матрицы. Во-

общее любая корреляционная функция двумерного однородного изотропного процесса не может принимать значения меньше  $-\frac{1}{2} K(0)$ . Класс всех таких корреляционных функций описывается формулой

$$K(\rho) = \int_0^{\infty} I_0(x\rho) dF(x), \quad (1.4.8)$$

где  $J_0$  — функция Бесселя нулевого порядка;  $F(x)$  — неубывающая ограниченная функция.

При проведении сейсморазведочных работ большое внимание уделяется оценке углов залегания отражающих горизонтов, а также кривизны их поверхностей. Особенно важны эти характеристики в геосинклинальных областях и областях с солянокупольной тектоникой, где наблюдаются большие углы падения пластов и частое появление «петель» на временах  $t_0$ . Кроме того, при решении обратной кинематической задачи возникает необходимость восстановления поверхности  $H(x, y)$  по некоторым значениям глубин в точках  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_i$  и производным функции  $H(x, y)$  в этих точках (параметры нормальных лучей известны). Так как функция  $H(x, y)$  представляет собой случайный процесс, то ее производная в каждой точке является случайной величиной.

В математическом анализе вычисление производной детерминированной функции базируется на определении предела числовой последовательности. Аналогично, понятие производной случайного процесса основано на пределе последовательности случайных величин. Будем считать, что случайная величина  $\eta$  является пределом последовательности случайных величин  $\{\eta_i\}$  ( $i = 1, \dots$ ), если последовательность чисел  $M(\eta - \eta_i)^2$  стремится к нулю.

Указанный предел называют пределом в среднем квадратическом. Производной одномерного случайного процесса  $\Phi(\theta)$  в точке  $\theta$  называется случайная величина, к которой сходится последовательность

$$\frac{\Phi(\theta - \delta_i) - \Phi(\theta)}{\delta_i}$$

при любых  $\delta_i \rightarrow 0$ .

Свойства непрерывности и дифференцируемости случайного процесса во многом зависят от характера поведения корреляционной функции. Для непрерывности однородного процесса достаточно непрерывности его корреляционной функции в точке  $\rho = 0$ , для дифференцируемости — существование в точке  $\rho = 0$  второй производной корреляционной функции. Поскольку в математических моделях, используемых при обработке сейсмических данных, поверхности отражающих горизонтов принято считать достаточно гладкими (исключая поверхности с дизъюнктивными нарушениями), корреляционные функции случайных полей необходимо дважды дифференцировать.

При построении карты поверхности отражающего горизонта часто используется информация о соответствии структурных планов. Для оценки степени соответствия структурных планов предлагались различные характеристики, при расчете которых глубины горизонта рассматриваются как реализация случайной величины, а не случайной функции, что значительно упрощает математическую модель и делает ее неадекватной реальной ситуации. Более гибкий подход, учитывающий унаследованность планов по глубине, основан на использовании взаимных корреляционных функций.

Пусть заданы два процесса  $\Phi(\theta)$  и  $\Psi(\theta)$ . Взаимные корреляционные функции  $K_{\Phi(\theta)}$  и  $K_{\Psi(\theta)}$

$$K_{\Phi, \Psi}(\bar{\theta}) = M\{[\Phi(\theta_1) - \bar{\Phi}(\theta_1)][\Psi(\theta_2) - \bar{\Psi}(\theta_2)]\} \quad (1.4.9)$$

характеризуют коррелированность случайных величин  $\Phi(\theta_1)$  и  $\Psi(\theta_2)$ . Заметим, что выражение (1.4.9) является обобщением формулы (1.4.2), однако функция взаимной корреляции в общем случае лишена свойств (1.4.5). Для однородных процессов  $\Phi(\theta)$  и  $\Psi(\theta)$  взаимная корреляционная функция зависит лишь от разности аргументов  $\rho = \theta_2 - \theta_1$ . При этом справедливо соотношение

$$K_{\Phi, \Psi}(\rho) = K_{\Psi, \Phi}(-\rho). \quad (1.4.10)$$

Учитывая, что  $K_{\Phi, \Psi}(\rho) \neq K_{\Psi, \Phi}(\rho)$  при определении взаимной корреляционной функции необходимо указать, в каком порядке рассматриваются два процесса:  $\Phi(\theta)$ ,  $\Psi(\theta)$  или  $\Psi(\theta)$ ,  $\Phi(\theta)$ .

Взаимная корреляционная функция однородного процесса  $\Phi(\theta)$  и его производной  $\Phi'(\theta)$  имеет вид

$$K_{\Phi, \Phi'}(\rho) = dK(\rho)/d\rho, \quad (1.4.11)$$

где  $K(\rho)$  — автокорреляционная функция  $\Phi(\theta)$ .

Если процесс  $\Phi(\theta)$  является дифференцируемым, то существует и производная  $K'(\rho)$ , но в силу (1.4.5)  $K'(0) = 0$ , следовательно случайная функция и ее производная, рассматриваемые в одной точке  $\theta$ , являются некоррелированными. Автокорреляционная функция процесса  $\Phi'(\theta)$  равна второй производной функции  $K(\rho)$ , взятой с обратным знаком

$$K_{\Phi'}(\rho) = -\frac{d^2K(\rho)}{d\rho^2}. \quad (1.4.12)$$

Для двумерных случайных процессов  $H(x, y)$  рассматриваются частные производные

$$\frac{\partial H(x, y)}{\partial x}; \quad \frac{\partial H(x, y)}{\partial y}; \quad \frac{\partial^2 H(x, y)}{\partial x \partial y}$$

и производные более высоких порядков. Их корреляционные функции при условии однородности  $H(x, y)$  имеют вид

$$K_{\frac{\partial H}{\partial x}}(\rho_1, \rho_2) = \frac{\partial^2 K(\rho_1, \rho_2)}{\partial \rho_1^2}; \quad (1.4.13)$$

$$K \frac{\partial^2 H}{\partial x \partial y}(\rho_1, \rho_2) = - \frac{\partial^4 K(\rho_1, \rho_2)}{\partial \rho_1^2 \partial \rho_2^2}, \quad (1.4.14)$$

где  $K(\rho_1, \rho_2)$  — автокорреляционная функция поля  $H(x, y)$ .

На основе изложенных выше соотношений между корреляционными функциями процесса и его производных решают различные задачи, среди которых отметим: 1) определение среднего числа максимумов на единице площади; 2) определение вероятности «выброса» случайного процесса за заданный уровень; 3) оценка распределения главных кривизн поверхности в точке локального экстремума.

Отметим один результат, полученный при анализе случайных полей и имеющий, возможно, практическое значение. Количество седловых точек в реализациях двумерного однородного поля, которыми можно описывать реальные геологические границы, в 2 раза больше количества локальных максимумов. Отсюда, в частности, следует, что при наличии локального максимума на некотором профиле вероятность существования в этом месте «седловой» области, а не локального поднятия, довольно высока.

Получение аналитических решений поставленных выше задач сопряжено с большими трудностями. Для упрощения вычислений случайные поля  $H(x, y)$  наделяют свойством изотропности, что резко уменьшает область приложений. Значительно проще удастся получить численные решения на основе метода статистических испытаний (Монте-Карло).

Широкое применение имеют процессы  $H(x, y)$ , которые представимы в форме

$$H(x, y) = D(x, y) \Phi(x, y) + h(x, y), \quad (1.4.15)$$

где  $D(x, y)$  — детерминированная неотрицательная функция;  $h(x, y)$  — детерминированная функция;  $\Phi(x, y)$  — однородное случайное поле с  $M\Phi(x, y) = 0$  и корреляционной функцией  $K(\rho_1, \rho_2) = 1$  при  $\rho_1 = \rho_2 = 0$ .

Эти процессы в общем случае не обладают свойствами однородности, однако их класс содержит все однородные процессы.

Случайными полями  $H(x, y)$  или их линейными комбинациями

$$\sum_{i=1}^n a_i H_i(x, y),$$

где  $a_i$  — вещественные числа, удается аппроксимировать широкий класс неоднородных случайных полей. Кроме этого, поля  $H(x, y)$  сравнительно легко моделируются на современных ЭВМ, что позволяет получить численные решения многих задач.

## МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ПОИСКА ЛОКАЛЬНЫХ СТРУКТУР

### 2.1. ВЕРОЯТНОСТНЫЙ ПОИСК

Когда речь идет о поисковой процедуре, необходимо указать: 1) условия поиска; 2) объект поиска; 3) стратегию (способ) поиска; 4) критерий качества способа (стратегии). Нам предстоит уточнить эти понятия с тем, чтобы в формальных терминах сформулировать задачу вероятностного поиска.

Поисковая процедура предназначается для выделения группы элементов, обладающих фиксированным свойством среди какого-то их более широкого множества. Условимся все множество изучаемых элементов называть *изучаемым пространством*  $\Lambda = \{\lambda\}$ , а его подмножество, элементы которого обладают фиксированным (интересующим нас) свойством, — *телом*  $T$ . Таким образом, под поиском будем понимать процедуру выделения тела в изучаемом пространстве.

Свойство элемента обычно описывается числовыми характеристиками, уравнениями, неравенствами, функциональными или логическими соотношениями. Прежде чем формализовать понятие свойства элемента, рассмотрим простой пример. Пусть на земной поверхности заданы две точки  $\lambda_1$  и  $\lambda_2$ , в которых измеряются глубины отражающего горизонта  $H(\lambda_1)$  и  $H(\lambda_2)$ . Среди этих точек отыскивается такая, в которой горизонт имеет высшую отметку, следовательно, в данном случае искомое тело состоит из одной точки. Пара чисел  $H(\lambda_1)$  и  $H(\lambda_2)$  соответствует конкретной ситуации, в которой либо  $\lambda_1 \in T$ , либо  $\lambda_2 \in T$  в зависимости от соотношений  $H(\lambda_1) > H(\lambda_2)$  или  $H(\lambda_2) > H(\lambda_1)$ . Если рассмотреть прямоугольную систему координат (рис. 1), то любую точку  $\omega$  плоскости с координатами  $H(\lambda_1)$  и  $H(\lambda_2)$  можно отождествить с конкретными значениями глубин в точках  $\lambda_1$  и  $\lambda_2$ .

Обозначим  $A_{\lambda_1}$  множество точек на координатной плоскости  $H(\lambda_1)$ ,  $H(\lambda_2)$ , находящихся под биссектрисой  $CD$ , а  $A_{\lambda_2}$  множество точек, расположенных над ней. В зависимости от того, принадлежит ли точка  $\omega$  множеству  $A_{\lambda_1}$  или множеству  $A_{\lambda_2}$ , телу  $T$  принадлежит соответственно точка  $\lambda_1$  или  $\lambda_2$ . Таким образом, свойство элемента  $\lambda$  было описано с помощью пространства двух измерений  $H(\lambda_1)$  и  $H(\lambda_2)$  по следующей схеме. В этом пространстве  $\Omega = \{\omega\}$  выделены множества  $A_{\lambda_i}$ , которые поставлены в соответствие элементам  $\lambda_i$  из пространства  $\Lambda$ . Фиксированный элемент



$\omega$  из пространства  $\Omega$  определяет конкретную ситуацию, в которой  $\lambda_i \in T$  тогда и только тогда, когда  $\omega \in A_{\lambda_i}$ . Из данной схемы вытекает, что множество тела  $T$  определяется соотношением множества  $A_{\lambda_i}$  и выбранным элементом  $\omega$ . Например, если множества  $A_{\lambda_i}$  попарно несовместны, то тело  $T$  либо пусто ( $\omega$  не принадлежит никакому  $A_{\lambda_i}$ ), либо содержит только один элемент  $\lambda$ . До начала поиска наблюдателю неизвестен тот элемент  $\omega$ , который характеризует данную конкретную ситуацию. Однако существует предварительная информация, на основании которой можно указать

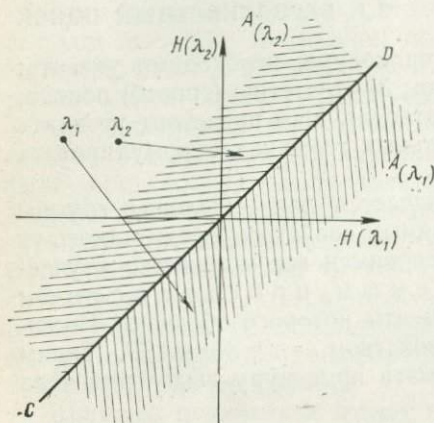


Рис. 1. [Схема связи элементов пространств  $\Lambda$  и  $\Omega$

вероятности принадлежности элемента  $\omega$  множеству  $A_{\lambda}$ . Это удается осуществить, если на множествах из  $\Omega$  задана вероятностная мера  $P$ . Величина  $P(A_{\lambda})$  определяет вероятность того, что элемент  $\lambda$  принадлежит искомому телу:

$$P(A_{\lambda}) = P(\omega \in A_{\lambda}) = P(\lambda \in T) = d(\lambda). \quad (2.1.1)$$

Пространства  $\Lambda$  и  $\Omega$ , мера  $P$  и группа множеств  $A_{\lambda}$  определяют условия поиска. Тело  $T$  — объект поиска.

Значительно сложнее формализовать понятие стратегии поиска.

Чтобы упростить рассуждения, рассмотрим подробно известную задачу о поиске экстремума унимодальной функции. Решение этой задачи в нашем примере отличается от известных решений, приводимых в работе [38]. Это отличие объясняется новой, более общей постановкой, которая, на наш взгляд, больше отвечает практическим требованиям.

Пусть на отрезке  $[0, 1]$  функция  $y = y(x)$  имеет только один экстремум — максимум. Поиск экстремума заключается в измерении значений функции в различных точках отрезка. Допустим, что разрешены измерения лишь в двух точках отрезка, координаты которых следует определить. Обозначим одну координату через  $x_1$ , а вторую — через  $x_2$  ( $x_2 > x_1$ ). Таким образом, стратегия поиска в данном примере заключается в выборе пары чисел  $x_1$  и  $x_2$ . В результате измерения в этих точках может случиться, что  $y(x_1) > y(x_2)$ , и тогда координата  $x_3$  экстремума принадлежит интервалу  $[0, x_2]$  либо  $y(x_1) < y(x_2)$  и тогда  $x_3$  принадлежит интервалу  $[x_1, 1]$ . Вероятность того, что  $y(x_1) = y(x_2)$ , считается равной нулю. Пусть координата экстремума есть случайная величина с плотностью распределения  $f(x)$ . Вероятности того, что  $x_3$  находится

в интервалах  $[0, x_1]$ ,  $[x_1, x_2]$ ,  $[x_2, 1]$  соответственно равны

$$P(A_1) = \int_0^{x_1} f(x) dx, \quad P(A_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx, \quad P(A_3) = \int_{x_2}^1 f(x) dx.$$

Тогда

$$P_1 = P[y(x_1) > y(x_2)] = P(A_1) + P(A_2) P[y(x_1) > y(x_2)/A_2], \quad (2.1.2)$$

$$P_2 = P[y(x_1) < y(x_2)] = P(A_3) + P(A_2) P[y(x_1) < y(x_2)/A_2]. \quad (2.1.3)$$

Если  $y(x_1) > y(x_2)$ , то координата экстремума распределена с плотностью

$$U_1(x) = \begin{cases} \frac{f(x)}{P(A_1) + P(A_2)} & \text{для } 0 \leq x < x_2, \\ 0 & \text{для } x_2 \leq x \leq 1. \end{cases}$$

При  $y(x_1) < y(x_2)$  координата экстремума имеет распределение

$$U_2(x) = \begin{cases} 0 & \text{для } 0 \leq x \leq x_1, \\ \frac{f(x)}{P(A_2) + P(A_3)} & \text{для } x_1 < x \leq 1. \end{cases}$$

Вероятность того, что в результате измерений в точках  $x_1$  и  $x_2$  будем иметь распределение  $f_1(x)$  равна  $P_1$ , а  $f_2(x) — P_2$ . Таким образом, в данной задаче каждой стратегии  $(x_1, x_2)$  поставлен в соответствие класс мер  $\{U_1(x), U_2(x)\}$  и на этом классе задана мера  $P_U$ , определяемая вероятностями  $P_1$  и  $P_2$  из (2.1.2) и (2.1.3).

В других задачах вероятностного поиска класс  $U$  может быть значительно шире и содержать в себе бесконечное число распределений, но во всех случаях он вместе с мерой  $P_U$  определяет выбранную стратегию поиска. Поэтому в вероятностном поиске под стратегией понимается выбор класса  $U$  с соответствующей мерой  $P_U$ . Каждому классу  $U$  (а следовательно, каждой стратегии) можно приписать вещественное число  $F(U)$  — критерий качества стратегии. Например, в качестве  $F(U)$  в задаче поиска экстремума унимодальной функции можно принять математическое ожидание дисперсии случайной координаты экстремума

$$F(U) = P_1 \int_0^{x_2} \left( x - \int_0^{x_2} x U_1(x) dx \right)^2 U_1 dx + P_2 \int_{x_1}^1 \left( x - \int_{x_1}^1 x U_2(x) dx \right)^2 U_2 dx. \quad (2.1.4)$$

В предположении, что

$$\frac{P_1}{P_2} = \frac{\int_0^{x_2} f(x) dx}{\int_{x_1}^1 f(x) dx} \quad (2.1.5)$$

получим

$$P_1 = \frac{\int_0^{x_2} f(x) dx}{\int_0^{x_2} f(x) dx + \int_{x_1}^1 f(x) dx},$$

$$P_2 = 1 - P_1.$$

Для отыскания оптимальной стратегии  $U$  необходимо минимизировать функционал (2.1.4). Если  $f(x)$  — равномерное распределение на отрезке  $[0, 1]$ , то оптимальная стратегия предписывает выбор значений  $x_1 = 0,5$  и  $x_2 = 0,5$  (на самом деле  $x_2 = 0,5 + \varepsilon$ , где  $\varepsilon$  — минимальное расстояние между точками, позволяющее различить в них значения измеряемой функции).

Данная задача в постановке Кифера [38] решалась на основе минимаксного подхода: отыскивалась стратегия, минимизирующая длину максимально возможного интервала неопределенности. Для случая двух измерений длины интервалов неопределенности равны  $x_2$  и  $1 - x_1$ . Понятно, что при любом  $x_1 > 0$ ,  $x_2 > \frac{1}{2}$ , либо  $1 - x_1 > \frac{1}{2}$ , поэтому данный критерий немедленно приводит к решению  $x_1 = 0,5$ ,  $x_2 = 0,5$ . Вообще минимаксный подход в данной задаче позволил получить весьма красивое решение: если известно число разрешенных измерений  $n$ , то последовательными шагами максимальный интервал неопределенности можно сделать равным  $1/C(n)$ , где  $C(n)$  —  $n$ -е число Фибоначчи. Однако минимаксный подход игнорирует информацию, заложенную в априорном распределении  $f(x)$ . Поэтому оптимальные стратегии с критерием (2.1.4) не совпадают в общем случае с минимаксными стратегиями.

Заметим, что измерения в точках  $x_i$  можно проводить либо последовательно (активный поиск), либо одновременно (пассивный поиск). По типу стратегий различают следующие виды активного поиска.

1. Поиск с фиксированным числом шагов  $n$ . Сюда, в частности, относится поиск экстремума унимодальной функции, когда число последовательных измерений  $n$  задано. Аналогичная задача в геолого-геофизической практике возникает при детальном сейсморазведочных или буровых работах с целью локализации сводовой части обнаруженной структуры.

2. Поиск с заранее неизвестным числом шагов. Поиск этого вида проводится до тех пор, пока с вероятностью 1 не будет обнаружен искомый объект или установлено его отсутствие. При этом нужно стремиться минимизировать число шагов, необходимых для достижения заданной цели. К такому виду поиска следует отнести процесс обнаружения залежей нефти с помощью поискового бурения.

3. Поиск со случайным числом шагов  $n$ . Применяется в ситуации, когда после  $n$ -го шага происходит остановка поискового про-

цесса: истощаются средства, нарушается структура изучаемого объекта и т. д. Распределение случайной величины  $n$  считается известным.

Пассивный поиск, уступая по многим качествам активному, имеет одно важное преимущество: время поиска при прочих равных условиях минимально.

Достижение поставленной цели в последовательном поиске осуществляется меньшим числом шагов, чем при пассивном поиске, за счет использования накапливаемой на каждом шаге информации. Однако расчет оптимальной стратегии в последовательном поиске может оказаться заметно сложнее. Для детальных сейсморазведочных работ характерна модель пассивного поиска, так как информация обрабатывается после окончания полевого сезона. Эти работы проводятся с целью уточнения строения отражающего горизонта на изучаемой площади, причем наиболее актуальной является задача локализации сводовой части структуры, обнаруженной ранее поисковыми геофизическими исследованиями. На основе поисковых работ можно получить предварительную информацию о расположении свода структуры (см. раздел 2.5) в виде некоторых распределений, вероятностей или иных характеристик. При заданном числе профилей возникает задача их оптимального расположения. Если рассмотреть эту задачу для профильного варианта, она сведется при некоторых допущениях к проблеме локализации экстремальной точки унимодальной функции.

Пусть  $f(x)$  — плотность распределения вероятностей координаты точки  $x_3$ , в которой неизвестная функция  $y(x)$  достигает экстремального значения. Следует так измерить функцию  $y(x)$ , чтобы минимизировать математическое ожидание дисперсии координаты  $x_3$ .

Обозначим через  $x_1, x_2, \dots, x_n$  неубывающую последовательность координат точек, в которых измеряется функция. Значения функции  $y(x)$  в этих точках обозначим  $y_1, y_2, \dots, y_n$ . Так как функция  $y(x)$  унимодальная, то при  $y_i > y_{i+1} \cap y_i > y_{i-1}$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) заключаем, что  $x_3$  находится в интервале  $(x_{i-1}, x_{i+1})$ . Чтобы не изменять формы записи для крайних значений  $i$ , допустим, что  $x_0 < 0, x_{m+1} > 1, y_0 = y_{m+1} = -\infty$ . Вероятность события  $y_i > y_{i-1} \cap y_i > y_{i+1}$ , согласно предположению (2.1.5), вычисляется по формуле

$$P_i = P \{y_i > y_{i-1} \cap y_i > y_{i+1}\} = \frac{\int_{x_{i-1}}^{x_{i+1}} f(x) dx}{1 + \int_{x_i}^{x_n} f(x) dx}. \quad (2.1.6)$$

Заметим, что события  $y_{i-1} < y_i \cap y_i > y_{i+1}$  не эквивалентны событию  $x_{i-1} < x_3 < x_{i+1}$ , что влечет за собой относительную сложность в вычислениях  $P_i$ . Нетрудно убедиться, что  $\sum P_i = 1$ , так как события  $\{y_i > y_{i-1} \cap y_i > y_{i+1}\}$  для  $i = 1, 2, \dots, n$  не совместны и образуют полную группу.

С вероятностью  $P_i$  в результате опыта распределение экстремума примет вид

$$U_i(x) = \begin{cases} 0 & \text{для } x \leq x_{i-1}, \\ \frac{f(x)}{x_{i+1} - x_{i-1}} & \text{для } x_{i-1} < x < x_{i+1}, \\ \int_{x_{i-1}}^x f(x) dx & \\ 0 & \text{для } x \geq x_{i+1}. \end{cases}$$

Обозначим дисперсию случайной координаты  $x_3$  с распределением  $U_i(x)$  через  $\sigma_i^2$ , тогда

$$F(x) = \sum P_i \sigma_i^2. \quad (2.1.7)$$

Минимизируя функцию  $F$  по переменным  $x_i$ , найдем оптимальное расположение точек измерений.

Как было показано, при равномерном распределении координаты экстремума для числа измерений  $n = 2$  решение вероятностного поиска совпадает с решением минимаксного подхода. Однако для  $n > 2$  эти решения различны. Например, для  $n = 3$  минимаксная стратегия предполагает  $x_2 = \frac{1}{2}$ ,  $x_3 - x_1 < \frac{1}{2}$ , т. е. одно измерение производить в середине отрезка  $[0, 1]$ , а два других — по разные стороны от центральной с расстоянием между ними не более 0,5. Решение вероятностного поиска

$$x_2 = 0,5, \quad x_3 - x_1 = 0,12.$$

Различие решений объясняется тем, что вероятностный поиск учитывает вероятность события  $x_1 < x_3 < x_2$ . Увеличение расстояния  $x_3 - x_1$  между крайними точками приводит к увеличению вероятности события  $y_1 < y_2 \cap y_2 > y_3$  и тогда растет дисперсия точки  $x_3$ . Уменьшение  $x_3 - x_1$  до очень малых размеров приводит к высокой вероятности события  $y_1 > y_2 \cup y_3 > y_2$ , что также увеличивает дисперсию случайной координаты  $x_3$ . Оптимальное значение  $x_3 - x_1 = 0,12$ , при этом крайние точки не обязательно симметричны относительно центральной.

Более существенные различия в решениях можно обнаружить при неравномерных распределениях.

В поисковых процедурах важной информационной характеристикой является функция  $d(\lambda)$  из (2.1.1), которую в дальнейшем будем называть функцией достоверности. Как уже указывалось, функция  $d(\lambda)$  определяется на основе вероятностной меры  $P$ , заданной на множествах пространства  $\Omega$ . Поиск одного и того же тела может осуществляться различными по своей физической природе методами. Например, поиск локальных структур может одновременно проводится с помощью сейсморазведки, электроразведки, структурного бурения и других методов. Это озна-

чает, что к одному и тому же изучаемому пространству  $\Lambda$  отнесены несколько пространств  $\Omega_i$  со своими вероятностными мерами  $P_i$ . При этом возникает важная задача объединения информации, полученной по каждому методу поиска. В данной модели эта задача решается путем построения функции  $d(\lambda)$  на основе всех мер  $P_i$ .

По каждому  $i$ -у методу поиска может быть построена функция  $d_i(\lambda)$ . При некоторых предположениях о событиях  $\lambda \in T$  [20] объединенная функция достоверности  $d(\lambda)$  выражается через  $d_i(\lambda)$

$$d(\lambda) = \frac{\prod_{i=1}^n d_i(\lambda)}{\prod_{i=1}^n d_i(\lambda) + \prod_{i=1}^n (1 - d_i(\lambda))}. \quad (2.1.8)$$

Рассмотрим некоторые свойства функции  $d(\lambda)$  из (2.1.8). Если для некоторого фиксированного элемента  $\lambda$ :

- 1)  $d_k(\lambda) = 0$ , а все  $d_i(\lambda) \neq 1$  ( $i \neq k$ ), то  $d(\lambda) = 0$ ;
- 2)  $d_k(\lambda) = 1$ , а все  $d_i(\lambda) \neq 0$  ( $i \neq k$ ), то  $d(\lambda) = 1$ ;
- 3) все  $d_i(\lambda) > \frac{1}{2}$  или  $d_i(\lambda) < \frac{1}{2}$ , то соответственно  $d(\lambda) > \max_i [d_i(\lambda)]$  или  $d(\lambda) < \min_i [d_i(\lambda)]$ .

Последнее свойство функции  $d(\lambda)$  является наиболее важным, так как позволяет во многих случаях приблизить вероятности событий  $\lambda \in T$  к 1 или к 0, что влечет за собой понижение уровня неопределенности.

Вероятностный поиск обобщает так называемую процедуру принятия решения. Допустим, что при наличии искомого объекта принимается некоторое решение  $P_1$ . Например, при наличии на участке локальной структуры принимается решение о заложении поисковой скважины. Если объект отсутствует, то принимается решение  $P_2$ . Так как ответ на вопрос о существовании объекта не может быть однозначным, необходимо: 1) сформулировать правило, на основе которого принимается решение  $P_1$  или  $P_2$ ; 2) оценить его качество.

В такой схеме допустимы ошибки двух родов. Если принимается решение  $P_2$  при наличии объекта, то совершается ошибка первого рода (пропуск объекта) и, наоборот, при решении  $P_1$  и отсутствии объекта — ошибка второго рода («ложная тревога»). Появление ошибок того или иного рода приводит к нежелательным последствиям, в связи с чем стремятся по возможности уменьшить их вероятности. Однако, как правило, уменьшение вероятности ошибки одного рода приводит к увеличению вероятности ошибки другого рода. Поэтому важно при фиксированном правиле принятия решений оценивать вероятности ошибок первого и второго родов.

В настоящее время локальные поднятия, выявленные сейсморазведкой, разбуриваются глубокими поисковыми скважинами. При этом значительное количество структур, выявленных сейсмо-

разведкой, не подтверждается глубоким бурением. Учитывая высокую стоимость поискового бурения, задача оценки достоверности структурных построений, проводимых на основе сейсморазведочных данных, приобретает особую актуальность.

Оценка достоверности содержит ряд вероятностных характеристик, имеющих практическое значение: 1) вероятность существования на исследуемой площади локального поднятия с размерами (амплитуда, площадь, объем) больше наперед заданных; 2) вероятности ошибок первого и второго родов; 3) функция  $d(x, y)$ , указывающая для каждой точки  $(x, y)$  вероятность ее принадлежности локальной структуре; 4) распределения амплитуды, площади и объема структуры и т. д.

Для расчета вероятностных характеристик необходимо построение соответствующей математической модели.

## 2.2. ПОСТРОЕНИЕ ФУНКЦИИ $d(x, y)$ ПРИ ПОИСКЕ ЛОКАЛЬНЫХ СТРУКТУР

Пусть на плоскости задана непрерывная функция  $H(x, y)$ , где  $x$  и  $y$  — декартовы координаты. Физическим объектом, который будет характеризоваться этой функцией, является поверхность отражающего горизонта. Рассмотрим на координатной плоскости  $(x, y)$  множество линий уровня функции  $H(x, y)$ . Линия уровня представляет множество точек  $(x, y)$ , удовлетворяющих уравнению  $H(x, y) = H_0$ , где  $H_0$  — вещественное число.

*Определение.* Локальным поднятием будем называть область на плоскости  $(x, y)$ , ограниченную какой-либо замкнутой линией уровня, соответствующей некоторому  $H_0$ , внутри которой всюду  $H(x, y) > H_0$ .

Геологи под локальным поднятием понимают положительную структуру, не превышающую определенных размеров. Здесь сохранен термин «локальное поднятие», чтобы подчеркнуть, что в области локального поднятия (по данному выше определению), функция  $H(x, y)$  образует положительную структуру. Из данного определения, в частности, следует, что локальное поднятие может содержать внутри бесчисленное множество других локальных поднятий.

На практике локальное поднятие обнаруживают за счет восстановления функции  $H(x, y)$ , измеренной в некоторых точках. Однако измеренные значения функции  $H(x, y)$  значимо отличаются от истинных глубин из-за инструментальных и модельных погрешностей, а также погрешностей интерполяции. Будем считать эти отклонения случайными величинами. Статистическое изучение их на площадях Волго-Уральской области показало, что они распределены по закону, близкому к нормальному. Дисперсии случайных отклонений в различных точках в общем случае различны и зависят от качества проводимых исследований, сложности геологического строения района и других условий.

Наличие в каждой точке  $(x, y)$  случайной величины  $\eta(x, y)$ , распределенной по нормальному закону, приводит к рассмотрению двумерного случайного поля. Его задание осуществим по формуле

$$H(x, y) = D(x, y) \eta(x, y) + H_n(x, y), \quad (2.2.1)$$

где  $D(x, y)$  — дисперсия случайной величины в точке  $(x, y)$ ;  $\eta(x, y)$  — однородное случайное поле с нулевым математическим ожиданием и дисперсией, равной 1;  $H_n(x, y)$  — поверхность отражающего горизонта, построенная по геофизическим измерениям.

Корреляционная функция  $K(x, y)$  случайного поля  $\eta(x, y)$  считается известной

Вероятностные характеристики рассчитываются с помощью моделирования на ЭВМ реализаций случайного поля  $H(x, y)$ . В зависимости от необходимой точности оценки искомым характеристик могут рассматриваться две модели — дискретная и непрерывная.

Модель дискретного случайного поля приложима для платформенных областей, для которых характерны малые углы падения пластов. В таких условиях реализации поля  $H(x, y)$  можно считать достаточно гладкими. Потребуем, чтобы на отрезке между двумя любыми точками  $(x_1, y_1)$  и  $(x_2, y_2)$  выполнялось неравенство

$$|H(x, y) - \max[H(x_1, y_1), H(x_2, y_2)]| \leq h(\rho), \quad (2.2.2)$$

где  $\rho = \sqrt{(x_2 - x_1)^2 + (y_2 - y_1)^2}$ ;  $h(\rho)$  — неотрицательная функция, удовлетворяющая условию

$$h(\rho) \ll \rho.$$

Наложим на плоскость  $(XY)$  квадратную сеть с расстоянием между соседними вершинами, равным  $\rho_0$ . Рассмотрим замкнутые полигоны, вершины которых лежат в узлах квадратной сетки, а со стороны совпадают с взаимно перпендикулярными направлениями сетки. Выберем некоторую точку  $(x_0, y_0)$  и множество полигонов  $\{P_k^0\}$ , внутри каждого из которых лежит точка  $(x_0, y_0)$ . Учитывая неравенство (2.2.2), легко установить достаточное условие, при котором точка  $(x_0, y_0)$  принадлежит локальному поднятию: точка  $(x_0, y_0)$  принадлежит локальному поднятию, если найдется хотя бы один полигон из  $\{P_k^0\}$ , при котором все значения  $H(x, y)$  в его вершинах удовлетворяют неравенству

$$H(x_0, y_0) > H(x, y) + h(\rho_0). \quad (2.2.3)$$

Так как значения функции  $H(x, y)$  представляют случайные величины, условие (2.2.3) выполняется с некоторой вероятностью  $P_n(x_0, y_0)$ . Ее значение служит нижней оценкой для величины  $d(x_0, y_0)$ .

Если точка  $(x_0, y_0)$  принадлежит локальному поднятию, то существует хотя бы один полигон с внутренней точкой  $(x_0, y_0)$ , во всех вершинах которого функция  $H(x, y)$  удовлетворяет условию

$$H(x_0, y_0) - H(x, y) > 0, \quad (2.2.4)$$



Это условие является необходимым, однако указанный полигон может не принадлежать множеству  $\{P_k^0\}$ . Полагая  $\rho_0$  достаточно малым, допустим, что любой полигон, содержащий точку  $(x_0, y_0)$ , может быть удовлетворительно аппроксимирован полигоном из  $\{P_k^0\}$ . В этом случае вероятность  $P_v(x_0, y_0)$  события (2.2.4) служит верхней оценкой  $d(x_0, y_0)$ , что приводит к неравенству

$$P_n(x_0, y_0) \leq d(x_0, y_0) \leq P_v(x_0, y_0).$$

Близость оценок  $P_n(x_0, y_0)$  и  $P_v(x_0, y_0)$  определяется значением  $h(\rho_0)$ . Для платформенных условий при расстояниях  $\rho_0 < 300$  м значение  $h(\rho_0)$  столь мало, что без больших погрешностей можно считать достаточное (2.23) и необходимое (2.2.4) условия эквивалентными. Это значит, что точка  $(x_0, y_0)$  тогда и только тогда принадлежит локальному поднятию, когда найдется хотя бы один полигон из  $\{P_k^0\}$ , во всех вершинах которого функция  $H(x, y)$  будет меньше  $H(x_0, y_0)$ .

Обозначим через  $C_k^0$  событие, заключающееся в том, что  $H(x, y) < H(x_0, y_0)$  во всех вершинах  $k$ -го полигона из множества  $\{P_k^0\}$ . Тогда вероятность принадлежности [точки  $(x_0, y_0)$  локальному поднятию

$$d(x_0, y_0) = P\left(\bigcup_k C_k^0\right)$$

или

$$d(x_0, y_0) = \sum_i P(C_i^0) - \sum_{i,j} P(C_i^0 \cap C_j^0) + \sum_{i,j,l} P(C_i^0 \cap C_j^0 \cap C_l^0) \dots \quad (2.2.5)$$

Каждый член сумм из формулы (2.2.5) вычисляется по следующей схеме. Пусть  $k$ -й полигон имеет множество вершин  $\alpha_k$ . Событие  $C_i^0 \cap C_j^0 \cap C_l^0 \dots$  означает, что  $H(x_0, y_0)$  больше всех значений  $H(x, y)$  в вершинах, принадлежащих множеству  $\alpha_i \cup \alpha_j \cup \alpha_l \cup \dots$ . Вероятность такого события вычисляется по формуле (1.2.2).

В описанной модели дискретное случайное поле  $H(x, y)$  задается совокупностью случайных величин, отнесенных к вершинам квадратной сетки  $(i, j)$  ( $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, m$ ). В терминах главы 1 здесь  $\Lambda$  — совокупность узлов решетки,  $\Omega$  —  $n \times m$ -мерное евклидово пространство.

Расчет функции  $d(x_0, y_0)$  по формуле (2.2.5) вызывает большие трудности, в связи с чем применяют метод статистических испытаний, проводимых по следующей схеме

На решетке  $(i, j)$  моделируется случайное поле  $H(i\rho_0, j\rho_0)$  и в каждой его реализации устанавливается факт принадлежности точек  $(x = i\rho_0, y = j\rho_0)$  локальному поднятию. Если среди  $N$  реализаций фиксированная точка  $(x_0, y_0)$  принадлежит поднятию  $N_1$  раз, то оценкой искомой вероятности  $d(x_0, y_0)$  служит величина

$N_1/N$ . Наряду с функцией  $d(x, y)$  большое значение имеют и другие вероятностные характеристики, расчет которых также основан на моделировании поля  $H(x, y)$ . В каждой реализации дискретного поля  $H(x, y)$ , получаемой на ЭВМ, необходимо установить множество всех точек, принадлежащих локальному поднятию. Решение этой задачи для дискретной модели описано в работе [2]. Наиболее сложной процедурой в описанной выше схеме является моделирование двумерных случайных полей. Учитывая возможность приложения метода Монте-Карло в широком круге геофизических задач, рассмотрим проблемы имитации на ЭВМ дискретных и непрерывных случайных полей.

### 2.3. МОДЕЛИРОВАНИЕ СЛУЧАЙНЫХ ПОЛЕЙ

Моделирование на ЭВМ случайной величины  $\eta$  с функцией распределения  $F(x)$  сводится к выдаче  $N$  вещественных чисел, которые рассматриваются как реализации  $\eta$ . Если по совокупности этих чисел построить эмпирическое распределение  $F_s(x)$ , то при достаточно большом  $N$  оно будет близко к  $F(x)$ . Моделирование случайных величин осуществляется на основе вспомогательной программы, называемой датчиком случайных чисел. Как правило, датчик имитирует случайную величину  $\alpha$ , распределенную равномерно на отрезке  $[0, 1]$ . По  $N$  реализациям  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N$  получают  $N$  реализаций случайной величины  $\eta$ , распределенной по закону  $F(x)$ , путем последовательного решения уравнения  $F(\eta_i) = \alpha_i$  или, если удается найти обратную функцию  $F^{-1}(\alpha_i)$ , то  $\varphi_i$  вычисляются по формуле

$$\varphi_i = F^{-1}(\alpha_i). \quad (2.3.1)$$

В силу широкого распространения нормального распределения в современных ЭВМ обычно имеются стандартные программы, имитирующие случайные величины с законом  $N(0, 1)$ .

Значительные трудности вызывает моделирование случайных последовательностей с большим числом случайных величин. В последовательности с зависимыми случайными величинами после получения реализации первой случайной величины происходит изменение распределений остальных. Зависимость случайных величин в последовательности в значительной мере предопределяет сложность ее моделирования.

Наиболее хорошо развит аппарат имитации однородных случайных последовательностей с нормальным распределением входящих в нее случайных величин (гауссовские последовательности). Однако и здесь при больших длинах последовательности возникают технические трудности, связанные с необходимостью задалживать большую оперативную память на ЭВМ.

Пусть  $\eta(i)$  — гауссовская однородная последовательность с средним  $m(i) = 0$ , дисперсией  $\sigma^2(i) = 1$  и корреляционной функ-

цией  $K(j-i) = K(\tau)$ . Рассмотрим следующий алгоритм моделирования [21]:

$$\eta(1) = c_{11}\xi_1;$$

$$\eta(2) = c_{21}\xi_1 + c_{22}\xi_2; \quad (2.3.2)$$

$$\eta(3) = c_{31}\xi_1 + c_{32}\xi_2 + c_{33}\xi_3$$

и т. д., где  $\xi_i$  — независимые в совокупности случайные величины с распределением  $N(0, 1)$  и

$$1) \sum_{j=1}^i c_j^2 = 1 \quad \text{для любого } i; \quad (2.3.3)$$

$$2) \sum_{j=1}^k c_{ij}c_{kj} = r(i-k) \quad \text{для } (i > k).$$

Обозначим матрицу коэффициентов  $c_{ij}$  через  $C$ :

$$\begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & \dots & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ c_{M_1} & c_{M_2} & c_{M_3} & \dots & c_{M_M} \end{bmatrix}$$

очевидно, что

$$CC' = R,$$

где  $R$  — ковариационная матрица системы случайных величин  $\eta(i)$  ( $i = 1, 2, \dots, M$ ).

Коэффициенты  $c_{ij}$  легко определить по рекуррентным формулам [21], однако при больших значениях  $M$  возникает необходимость содержать в памяти ЭВМ большой массив чисел  $\{c_{ij}\}$ . Например, при  $M = 1000$  этот массив достигает длины приблизительно  $M^2/2 = 500\,000$ . Предполагается, что в памяти ЭВМ содержится только  $c_{ij} \neq 0$ , поэтому необходимо массив  $c_{ij} \neq 0$  описать в виде вектора-строки  $c_l$  с соответствующим преобразованием  $l(i, j)$  индексов  $i$  и  $j$  в индекс  $l = l(i, j)$ . Невозможность размещения в оперативной памяти указанного массива существенно влияет на скорость счета.

Для сокращения массива  $\{c_{ij}\}$  можно воспользоваться следующим свойством корреляционной функции. Как правило, значения функции  $K(\tau)$ , начиная с некоторого  $\tau_0$ , становятся столь малыми, что без больших погрешностей можно считать  $K(\tau) = 0$  для  $\tau \geq \tau_0$ . В таком случае массив чисел  $c_{ij} \neq 0$  сокращается и его длина при больших  $M$  становится равной  $\approx M\tau_0$  ( $\tau_0 \ll M$ ). Если и в этом случае массив чисел  $c_{ij} \neq 0$  остается достаточно большим, имеет смысл осуществить моделирование по следующему алгоритму.

Рассмотрим  $M + 2\tau_0$  независимых случайных величин  $\xi(-\tau_0 + 1), \xi(-\tau_0 + 2), \dots, \xi(1), \dots, \xi(M), \dots, \xi(M +$

+  $\tau_0 - 1$ ) с законом распределения  $N(0, 1)$ . Положим, что  $K(\tau) = 0$  при  $|\tau| > \tau_0$  и

$$\eta(i) = \sum_{j=-\tau_0}^{\tau_0} a_j \xi(i+j+1), \quad (2.3.4)$$

где  $i = 0, 1, \dots, M-1$ , а коэффициенты  $a_j$  удовлетворяют уравнению

$$\sum_{j=-\tau_0}^{\tau_0-\tau} a_j a_{j+\tau} = K(\tau) \quad (\tau = -\tau_0, \dots, 0, \dots, \tau_0). \quad (2.3.5)$$

Последовательность  $\eta(i)$  при данных условиях является однородной с корреляционной функцией  $K(\tau)$ . Для моделирования случайной последовательности по (2.3.4) достаточно запомнить только  $2\tau_0 + 1$  чисел  $a_j$ . Расчет коэффициентов  $a_j$  при относительно больших  $\tau_0$  может вызвать определенные трудности. В связи с этим предполагается составить набор функций  $a_m(j, \tau_0)$  от целочисленных аргументов  $j$  и  $\tau_0$ , для каждой из которых по формуле (2.3.5) получить соответствующую корреляционную функцию

$$K_m(\tau) = \sum_{j=-\tau_0}^{\tau_0-\tau} a_m(j) a_m(j+\tau). \quad (2.3.6)$$

Далее, при моделировании последовательность  $\eta(i)$  с корреляционной функцией  $K(\tau)$  необходимо найти из совокупности  $\{K_m(\tau)\}$  подходящую функцию  $K_m(\tau)$ , удовлетворительно аппроксимирующую  $K(\tau)$

$$\max_{\tau} |K(\tau) - K_m(\tau)| < \varepsilon, \quad (2.3.7.)$$

где  $\varepsilon$  — заданное положительное число.

Если такой функции  $K_m(\tau)$  нет, можно попытаться аппроксимировать функцию  $K(\tau)$  линейной комбинацией функций  $K_m(\tau)$

$$\max_{\tau} \left| K(\tau) - \sum_m b_m K_m(\tau) \right| < \varepsilon, \quad (2.3.8)$$

где  $b_m > 0$  и  $\sum_m b_m = 1$ .

При выполнении условия (2.3.8) для малых  $\varepsilon$  можно считать, что

$$K(\tau) = \sum_m b_m K_m(\tau). \quad (2.3.9)$$

Тогда каждой корреляционной функции  $K_m(\tau)$  соответствует случайная последовательность  $\eta_m(i)$ . Сумма последовательностей  $\eta_m(i)$ , взятых с весовыми коэффициентами  $\sqrt{b_m}$ , определяет последовательность

$$\eta(i) = \sum_m \sqrt{b_m} \eta_m(i). \quad (2.3.10)$$

Таким образом, моделирование последовательности  $\eta(i)$  сводится к получению реализаций  $\eta_m(i)$  и их последующему сложению с весовыми коэффициентами  $\sqrt{b_m}$ .

Представление корреляционной функции  $K(\tau)$  в виде (2.3.9) привлекательно тем, что оно гарантирует положительную определенность функции  $K(\tau)$ , так как все  $K_m(\tau)$ , выраженные в виде свертки функций  $a_m(j)$ , положительно определены.

Предположение о финитности корреляционной функции  $K(\tau)$  в значительной степени упрощает процедуру моделирования одномерных случайных последовательностей  $\eta(i)$ . Для двумерной случайной последовательности  $\eta(i, j)$  это предположение не избавляет от трудностей, связанных как с ограниченностью объема памяти ЭВМ, так и с большим временем счета. Заметим, что моделирование последовательности по схеме (2.3.2) требует значительно меньшего числа операций, чем по схеме (2.3.4). Поэтому важно для двумерных последовательностей с целью сокращения времени счета использовать схему (2.3.2) и при этом разместить массив коэффициентов в оперативной памяти машины. Одновременное выполнение этих противоречивых требований удается осуществить для узкого класса корреляционных функций.

Рассмотрим гауссовскую однородную изотропную последовательность  $\eta(i, j)$  с корреляционной функцией

$$K(\rho) = \lambda^{\rho^2}, \quad (2.3.11)$$

где  $0 < \lambda < 1$ ;  $\rho$  — расстояние между точками  $(i_1, j_1)$  и  $(i_2, j_2)$ , равное  $[(i_1 - i_2)^2 + (j_1 - j_2)^2]^{1/2}$ .

Пусть  $\eta(i, j)$  определена на решетке с числом узлов  $n \times m$ , где  $n$  — число строк,  $m$  — число столбцов. Тогда для моделирования последовательности  $\eta(i, j)$  необходимо вычислить  $\approx 1/2 [\max\{m, n\}]^2$  коэффициентов. Для одномерной последовательности длиной  $n \times m$  потребовалось бы вычислить приблизительно  $1/2 n^2 \times m^2$  коэффициентов, что может быть значительно больше  $1/2 [\max\{m, n\}]^2$ . Например, при  $n = m$  число коэффициентов для моделирования последовательности  $\eta(i, j)$  в  $n$  раз меньше, чем для моделирования одномерной последовательности длиной  $n^2$ . Более того, при этих условиях на получение одной реализации  $\eta(i, j)$  расходуется меньше времени, чем для последовательности  $\eta(i)$ .

Алгоритм моделирования случайной последовательности  $\eta(i, j)$  с корреляционной функцией (2.3.11) осуществляется на основе разложения  $\eta(i, j)$  по системе независимых случайных величин  $\xi_{ij}$  ( $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, m$ ). Сначала совокупность  $\xi_{ij}$  преобразуется в совокупность  $\xi'_{ij}$  по схеме

$$\begin{aligned} \xi'_{i1} &= \xi_{i1}; \\ \xi'_{i2} &= \lambda \xi_{i1} + \frac{1 - \lambda^2}{\sqrt{1 - \lambda^2}} \xi_{i2}; \\ &\vdots \\ \xi'_{ik} &= \lambda^{(k-1)^2} \xi_{i1} + \frac{\lambda^{(k-2)^2} (1 - \lambda^{2(k-1)})}{\sqrt{1 - \lambda^2}} \xi_{i2} + \dots + \end{aligned}$$

$$+ \lambda^{(k-\rho)^2} \frac{\prod_{\rho=1}^{l-1} (1 - \lambda^{2(k-\rho)})}{\sqrt{\prod_{\rho=1}^{l-1} (1 - \lambda^{2\rho})}} \xi_{ij} \dots \quad (2.3.12)$$

Далее по этой схеме совокупность  $\xi'_{ij}$  преобразуется в  $\eta_{ij}$ :

$$\begin{aligned} \eta_{1j} &= \xi'_{1j}; \\ \eta_{2j} &= \lambda \xi'_{1j} + \frac{1 - \lambda^2}{\sqrt{1 - \lambda^2}} \xi'_{2j}; \\ &\vdots \\ \eta_{kj} &= \lambda^{(k-1)^2} \xi'_{1j} + \dots + \lambda^{(k-l)^2} \frac{\prod_{\rho=1}^{l-1} (1 - \lambda^{2(k-\rho)})}{\sqrt{\prod_{\rho=1}^{l-1} (1 - \lambda^{2\rho})}} \xi'_{lj} \dots \end{aligned} \quad (2.3.13)$$

На получение одной реализации случайного дискретного поля  $\eta(i, j)$ , заданного на сетке  $30 \times 30$ , на машине М-20 расходуется около 12 с, а на машине ЕС-1040 — меньше 1 с.

Описанная выше схема позволяет моделировать однородные анизотропные последовательности  $\eta(i, j)$  с корреляционными функциями вида

$$K(k, l) = \lambda^{(\alpha_1 k^2 - 2\beta \cdot k \cdot l + \alpha_2 l^2)}, \quad (2.3.14)$$

где  $0 < \lambda < 1$ , а  $\alpha_1 k^2 - 2\beta kl + \alpha_2 l^2 \geq 0$  при всех  $k$  и  $l$ .

С этой целью достаточно квадратную сетку  $(i, j)$  преобразовать в прямоугольную с соотношением сторон, равным соотношению осей эллипса

$$\alpha_1 k^2 - 2\beta kl + \alpha_2 l^2 = C > 0,$$

а взаимно перпендикулярные линии сетки направить по осям этого эллипса, т. е. повернуть исходную систему на угол

$$\gamma = \frac{1}{2} \operatorname{arctg} \frac{2\beta}{\alpha_1 - \alpha_2}. \quad (2.3.15)$$

При необходимости сохранить квадратную сетку, можно, повернув ее на угол  $\gamma$ , моделировать последовательность по схеме (2.3.12) с параметром  $\lambda_1$ , а по схеме (2.3.13) с параметром  $\lambda_2$ , где  $\lambda_1$  и  $\lambda_2$  — значения корреляционной функции для точек  $(k, l)$ , расположенных на большей и меньших осях эллипса на расстоянии  $l$  от его центра.

Если корреляционная функция поля, полученная на основе обработки статистического материала, не описывается функциями вида (2.3.11) или их линейной комбинацией, то моделирование следует проводить по схеме, аналогичной (2.3.7).

Моделирование однородных полей  $\eta(x, y)$  позволяет получать реализации полей  $H(x, y)$ , представленных в (1.4.15). Для этого достаточно каждую реализацию  $\eta(x, y)$  умножить на  $D(x, y)$  и затем прибавить функцию  $H_{из}(x, y)$ .

Часто возникает потребность (например, при изучении многопластовой среды) получать одновременно реализации нескольких зависимых случайных полей  $H_i(x, y)$ . Моделирование совокупности полей  $H_i(x, y)$  сравнительно легко осуществляется в предположении марковской связи между ними

$$H_i(x, y) = \alpha_i H_{i-1}(x, y) + \eta_i(x, y) + h_i(x, y);$$

$$(i = 2, 3, \dots, n), \quad (2.3.16)$$

где  $\eta_i(x, y)$  — случайное поле;  $h_i(x, y)$  — детерминированная функция.

Функции взаимной корреляции полей  $\eta_i(x, y)$  и  $\eta_j(x, y)$  для  $i \neq j$  тождественно равны нулю.

Имитация многопластовой среды по (2.3.16) сводится к последовательному моделированию полей  $H_i(x, y)$ , начиная с первого поля  $H_1(x, y) = \eta_1(x, y) + h_1(x, y)$ , что позволяет существенно сократить необходимый объем оперативной памяти ЭВМ.

Если границы отражающих горизонтов описываются случайными полями  $H_i(x, y)$ , то годографы отраженных волн  $t_i(x, y)$  и время пробега нормального луча  $T_{0,i}(x, y)$  также являются случайными полями. Аналитическое описание полей  $t_i(x, y)$  и  $T_{0,i}(x, y)$  при заданных  $H_i(x, y)$  и пластовых скоростях  $v_i(x, y)$  весьма сложное. Кроме трудностей, связанных с нелинейностью преобразований полей  $H_i(x, y)$ , ситуация усложняется еще и тем, что реализации полей  $t_i(x, y)$  и  $T_{0,i}(x, y)$  не являются в общем случае однозначными функциями.<sup>1</sup> Поэтому, кроме метода статистических испытаний, не видно других путей изучения вероятностных характеристик полей  $t_i(x, y)$  и  $T_{0,i}(x, y)$ . Реализация полей  $t_i(x, y)$  и  $T_{0,i}(x, y)$  получают на основе совокупности реализаций полей  $H_i(x, y)$  с последующим решением прямых кинематических задач.

При решении прямых задач многократно осуществляется поиск точки встречи проходящего луча с  $i$ -и границами. Так как расположение этих точек на плане достаточно произвольно, следует задать значения реализаций  $H_i(x, y)$  в любой точке  $(x, y)$  на изучаемом участке. Такое требование приводит к задаче моделирования непрерывных случайных полей.

Представление непрерывной реализации поля проще всего осуществить в аналитической форме

$$H = H_p(x, y), \quad (2.3.17)$$

<sup>1</sup> Строго говоря, поля  $t_i(x, y)$  и  $T_{0,i}(x, y)$  не являются случайными, так как в определении случайной величины (см. раздел 1.2) подразумевалась однозначная функция, заданная на пространстве элементарных событий.

где детерминированная функция  $H_p(x, y)$  аппроксимирует реализацию поля с наперед заданной точностью. Дополнительным свойством, которым желательно наделить функцию  $H_p(x, y)$ , является быстрота расчета в любой точке  $(x, y)$ . Как и ранее, будем рассматривать решение этой задачи для гауссовского случайного поля. Один из способов получения  $H_0(x, y)$  заключается в моделировании поля  $H(i\rho_0, j\rho_0)$  на решетке  $(i, j)$  с малым расстоянием  $\rho_0$  между соседними точками и последующей интерполяцией значений  $H(i\rho_0, j\rho_0)$  на остальные точки  $(x, y)$ . Несмотря на кажущуюся простоту этого способа, он обладает рядом недостатков. Необходимость уменьшать расстояние  $\rho_0$  между узлами решетки резко увеличивает их число, что приводит к увеличению времени счета. Кроме того, поскольку реализации поля  $H(x, y)$  являются достаточно гладкими, необходимо интерполяцию между узлами решетки проводить в классе дифференцируемых функций, что также требует значительных затрат машинного времени.

Другой способ моделирования непрерывных поверхностей основан на каноническом разложении случайного поля  $\dot{H}(x, y)$

$$H(x, y) = \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i(x, y) \alpha_i, \quad (2.3.18)$$

где  $\gamma_i(x, y)$  — детерминированные функции;  $\alpha_i$  — независимые в совокупности случайные величины.

Реализация алгоритмов по данной схеме наталкивается на ряд препятствий теоретического характера. Построение системы функций  $\gamma_i(x, y)$ , отвечающей заданным свойствам поля  $H(x, y)$ , сводится к поиску собственных функций интегрального уравнения, ядром которого служит корреляционная функция. Решение такой задачи во многих случаях требует больших усилий. Так как ряд (2.3.18) в практических условиях должен быть конечным, необходимо оценить разность между пределом ряда и его частичной суммой, что удается сделать при наличии «хороших» свойств последовательности собственных значений упомянутого интегрального уравнения.

Наиболее удобный способ моделирования непрерывных полей  $H(x, y)$  может быть основан на представлении

$$H(x, y) = \lim_{A \rightarrow \infty} \sum_{i=-[A]^2}^{[A]^2} \gamma(x - X_i, y - Y_i) \alpha_i, \quad (2.3.19)$$

где  $X_i, Y_i$  — независимые в совокупности двумерные случайные векторы, равномерно распределенные в квадрате  $[-A, A; -A, A]$ ;  $\alpha_i$  — независимые в совокупности равномерно распределенные случайные величины с  $M\alpha_i = 0$  и  $D\alpha_i = 1$ ;  $[A]$  — целая часть  $A$ .

Ковариация случайных величин, заданных в точках  $(x_1, y_1)$  и  $(x_2, y_2)$

$$K(x_1, y_1, x_2, y_2) = \lim_{A \rightarrow \infty} M \sum_{i=-[A]^2}^{[A]^2} \sum_{j=-[A]^2}^{[A]^2} \gamma(x_1 - X_i, y_1 - Y_i) \times$$



$$\begin{aligned}
& \times \gamma(x_2 - X_j, y_2 - Y_j) \alpha_i \alpha_j = \lim_{A \rightarrow \infty} M \sum_{i=-[A]^2}^{[A]^2} \gamma(x_1 - X_i, y_1 - Y_i) \times \\
& \times \gamma(x_2 - X_i, y_2 - Y_i) = \lim_{A \rightarrow \infty} \sum_{i=-[A]^2}^{[A]^2} M [\gamma(x_1 - X_i, y_1 - Y_i) \times \\
& \times \gamma(x_2 - X_i, y_2 - Y_i)].
\end{aligned} \tag{2.3.20}$$

Так как  $(X_i, Y_i)$  — одинаково распределены, то

$$K(x_1, y_1; x_2, y_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(x_1 - x, y_1 - y) \gamma(x_2 - x, y_2 - y) dx dy.$$

Введя обозначения  $x_1 - x = -x'$ ,  $y_1 - y = -y'$ ,  $x_2 - x_1 = \Delta x$ ,  $y_2 - y_1 = \Delta y$ , получим

$$K(\Delta x, \Delta y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(x', y') \gamma(x' + \Delta x, y' + \Delta y) dx dy. \tag{2.3.21}$$

Отсюда следует, что корреляционная функция (2.3.21) зависит только от разностей  $\Delta x$  и  $\Delta y$ , т. е. поле однородно. Кроме этого, выражение (2.3.21) представляет собой свертку функции  $\gamma(x, y)$ , что дает возможность воспользоваться для отыскания  $\gamma(x, y)$  известным аппаратом Фурье-преобразований.

При фиксированном  $A$  поле  $H(x, y)$  не обладает свойством однородности. Его характеристики тем меньше будут отличаться от характеристик однородного поля, чем больше величина  $A$ . Конкретные оценки  $A$  можно получить только для конкретных автокорреляционных функций. Величина  $A$ , обеспечивающая заданную близость свойств поля  $H(x, y)$  к свойствам однородного поля, зависит от скорости убывания абсолютных значений автокорреляционной функции.

После определения функции  $\gamma(x, y)$  для получения одной реализации поля  $H(x, y)$  потребуется  $\approx 12 [A]^2$  реализаций случайных величин  $X_i, Y_i$  и  $\alpha_i$ . Число  $12 [A]^2$  может быть достаточно большим, что отрицательно скажется на скорости счета, однако в значительной мере это обстоятельство сглаживается независимостью случайных величин  $X_i, Y_i$  и  $\alpha_i$ . Уменьшение числа необходимых реализаций  $X_i, Y_i$  и  $\alpha_i$  можно связать с несколько иным представлением поля  $H(x, y)$

$$H(x, y) = \frac{1}{k^2} \lim_{A \rightarrow \infty} \sum_{i=-2[kA]^2}^{2[kA]^2} \gamma(x - X_i, y - Y_i) \alpha_i, \tag{2.3.22}$$

где  $0 < k < 1$ .

Формально поле (2.3.22) тождественно по вероятностным свойствам полю (2.3.19). Однако, если по схеме (2.3.19) уравнение реализации  $H_p(x, y)$  поля  $H(x, y)$  при фиксированном  $A$  имело вид

$$H_p(x, y) = \sum_{i=-2[A]^2}^{2[A]^2} \gamma(x - X_i, y - Y_i) \alpha_i', \tag{2.3.23}$$

то на основе (2.3.22) получим

$$H_p(x, y) = \frac{1}{k^2} \sum_{i=-2[kA]^p}^{2[kA]^p} \gamma(x - X_i, y - Y_i) \alpha_i, \quad (2.3.24)$$

где  $x_i, y_i$  и  $\alpha_i$  — реализации случайных величин  $X_i, Y_i, \alpha_i$ .

Отметим, что (2.3.23) и (2.3.24) описывают реализации поля (2.3.19) с некоторыми погрешностями. Интуитивно ясно, что, чем больше слагаемых в суммах (2.3.22) и (2.3.24), тем точнее аппроксимируется реализация поля  $H(x, y)$ . С другой стороны, если, сохраняя прежние  $X_i, Y_i, \alpha_i$ , рассмотреть два случайных поля

$$H'(x, y) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \gamma(x - X_i, y - Y_i) \alpha_i \quad (2.3.25)$$

и

$$H''(x, y) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \gamma(x - X_i, y - Y_i) \alpha_i, \quad (2.3.26)$$

где  $N \neq M$ , то выясняется, что их математические ожидания и автокорреляционные функции равны, хотя реализации этих полей могут существенно различаться. При этом автокорреляционные функции полей (2.3.19), (2.3.25) и (2.3.26) могут быть сколь угодно близкими. Чтобы понять причину расхождений в характере реализаций полей (2.3.19), (2.3.25) и (2.3.26), рассмотрим элементарный процесс

$$H'(x) = \gamma(x - X_1) \alpha_1,$$

где  $X$  — случайная величина, распределенная равномерно в интервале  $[-A, A]$ ;  $\alpha$  — нормальная случайная величина с  $M\alpha = 0$  и  $D\alpha_i = 1$ ;  $\gamma(x)$  — детерминированная функция.

При фиксированном  $x$  случайная величина

$$Z_x = \gamma(x_0 - X_1) \alpha_1$$

распределена по закону

$$G(z_x) = \frac{1}{2A} \int_{-A}^A F\left(\frac{z}{\gamma(x-t)}\right) dt,$$

где  $F(x)$  — функция распределения величины  $\alpha$ .

В общем случае распределение  $G(z_x)$  не является нормальным и, следовательно, процесс (2.3.25) не принадлежит классу гауссовских процессов. Даже при допущении, что выбранная функция  $\gamma(X)$  приводит распределение  $G(z_x)$  к нормальному виду, две случайные величины из (2.3.25)  $Z_{x_1}$  и  $Z_{x_2}$  при  $x_1 \neq x_2$  не подчинялись бы двумерному нормальному закону. Любая сумма конечного числа случайных величин  $\gamma(x - x_i) \alpha_i$  также не будет иметь нормальное распределение. Отсюда следует, что процесс (2.3.25) не является

гауссовским. Однако при достаточной длине  $N$  случайная величина  $Z_x$ , заданная в точке  $x$

$$Z_x = \sum_{i=1}^N \gamma(x - X_i) \alpha_i \quad (2.3.27)$$

согласно центральной предельной теореме будет иметь распределение, близкое к нормальному. Это не означает, что процесс (2.3.27) близок к гауссовскому, так как при этом необходимо, чтобы все конечномерные распределения мало отличались от нормальных.

Можно обойти это препятствие, если соответствующим образом ввести некоторую меру близости  $\mu$  полей (2.3.19) и (2.3.25). Тогда по заданному значению  $\mu$  определялось бы необходимое число слагаемых в сумме (2.3.25). Такой путь неявно подразумевает, что реализации поля (2.3.19) лучше описывают геологические границы по сравнению с (2.3.25). Однако это утверждение не может быть подкреплено каким-нибудь доказательством. Действительно, модель (2.3.19), так же как и (2.3.25), описывает реальные поверхности с некоторым приближением, которое можно оценить только на фактическом материале. Поэтому уместно с самого начала предложить модель (2.3.25) для описания реальных геологических границ, не заботясь о том, насколько близки реализации из (2.3.25) к реализациям гауссовского поля. При этом задачу оценки числа слагаемых в (2.3.25) следует решать на основе статистической выборки, представляющей совокупность реальных геологических поверхностей.

Обычно корреляционные функции удовлетворяют условию

$$\lim_{\Delta x, \Delta y \rightarrow \infty} K(\Delta x, \Delta y) = 0.$$

Это означает, что значения корреляционной функции вне некоторой области становятся пренебрежимо малыми. При слабых ограничениях, налагаемых на функцию  $K(\Delta x, \Delta y)$  функция  $\gamma(x, y)$  обладает аналогичными свойствами, описанными в работе [23]. Для экономии времени при расчете значения функции (2.3.23) в некоторой фиксированной точке  $(x_0, y_0)$  следует ограничиться суммированием только тех членов  $\gamma(x_0 - x_i, y_0 - y_i)$ , для которых выполняется условие

$$|x_0 - x_i| + |y_0 - y_i| < \rho_n, \quad (2.3.28)$$

где  $\rho_n$  — порог, определяющий границу области суммирования.

С этой целью необходимо после получения реализаций  $(x_i, y_i)$  упорядочить их сначала по возрастанию  $x_i$ , а затем по возрастанию  $y_i$ . Такое упорядочение позволяет сравнительно быстро отбирать те точки  $(x_i, y_i)$ , для которых выполняется условие (2.3.28). Сокращение времени счета по указанной схеме может быть весьма существенным, в особенности при больших  $A$ .

Значения случайных величин  $X_i$  и  $Y_i$  служат по существу величинами сдвигов функции  $\gamma(x_i, y_i)$  от начала координат. Равномерное распределение этих величин приводит в среднем к равномерному расположению точек  $(x_i, y_i)$  в области рассматриваемого квадрата со стороной  $2A$ . Одинаковая плотность точек  $(x_i, y_i)$  наводит на мысль о замене их точками, расположенными в вершинах регулярной сетки. В этом случае, полагая расстояние между соседними вершинами сетки равным  $\Delta$ ,

$$H(x, y) = C_{\Delta} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \sum_{i=-\infty}^{\infty} \alpha_{ij} \gamma(x - i\Delta, y - j\Delta), \quad (2.3.29)$$

где  $\alpha_{ij}$  — независимые случайные величины с  $M\alpha_{ij} = 0$  и  $D\alpha_{ij} = 1$ ;  $C_{\Delta}$  — нормирующий множитель, зависящий от  $\Delta$ .

Корреляционная функция поля (2.3.29)

$$K(x_1, y_1; x_2, y_2) = C_{\Delta}^2 \sum_{j=-\infty}^{\infty} \sum_{i=-\infty}^{\infty} \gamma(x_1 - i\Delta, y_1 - j\Delta) \gamma(x_2 - i\Delta, y_2 - j\Delta) \quad (2.3.30)$$

не зависит только от разности аргументов  $x_2 - x_1$  и  $y_2 - y_1$ , однако в пределе при  $\Delta \rightarrow 0$  выражение (2.3.30) превращается в свертку аналогично (2.3.21), что приводит к однородности поля (2.3.29).

Для получения реализаций поля (2.3.29) необходимо заменить границы суммирования конечными числами. При этом полезно использовать упомянутый выше способ экономии вычисления. Иначе при расчете значения реализации поля в точке  $x_0, y_0$  следует суммировать только по тем индексам  $i$  и  $j$ , для которых выполнены условия

$$|x_0 - i\Delta| + |y_0 - j\Delta| < \rho_n$$

или

$$|x_0 - i\Delta| < \rho_n \cap |y_0 - j\Delta| < \rho_n.$$

Для моделирования полей (2.3.19) и (2.3.29) требуется определить только одну функцию  $\gamma(x, y)$ , которую легко получить путем преобразования корреляционной функции  $K$ . Если обозначить  $\Phi$  оператор Фурье-преобразования, то

$$\gamma = \Phi^{-1}(\sqrt{\Phi(K)}). \quad (2.3.31)$$

Если не удастся установить аналитическое выражение функции  $\gamma$ , то относительно легко получить численное решение уравнения (2.3.31) и, определив значения некоторой совокупности точек, провести по ним интерполяцию на оставшиеся точки области суммирования.

## 2.4. ОБРАБОТКА И ПРЕДСТАВЛЕНИЕ ИНФОРМАЦИИ НА ПРЕДПОИСКОВОЙ СТАДИИ

Перед началом поисковых работ необходимо распределить технические средства, выбрать методику полевых исследований и оценить возможные результаты. Правильное планирование работ во многом определяется полнотой использования априорной информации. Важным показателем качества поисковых работ являются вероятности ошибок первого и второго родов. При фиксированных сейсмогеологических условиях эти вероятности определяются методикой геофизических исследований. Сюда входит выбор метода сейсморазведки (МОВ, МОГТ, РНП и др.), кратность прослеживания, плотность профилей, граф обработки исходной информации и др. На сходных по сейсмогеологическим условиям районах можно установить спектральный состав изучаемых поверхностей, а для фиксированной методики работ — статистические характеристики погрешностей измерения. Способы расчета этих характеристик излагаются в следующих главах. Отвлекаясь от их описания, допустим, что ансамбль возможных реализаций истинной геологической границы задан случайным полем  $H(x, y)$ , а погрешности измерений определены случайным полем  $\delta(x, y)$ . Поля  $H(x, y)$  и  $\delta(x, y)$  будем считать некоррелированными.

Реализации полей  $H(x, y)$  и  $\delta(x, y)$  рассматриваются только в ограниченной области (обозначим ее  $C$ ), соответствующей изучаемой площади или району. Для устранения краевых эффектов будем моделировать поля  $H(x, y)$  и  $\delta(x, y)$  в более широкой области, включающей и область  $C$ .

Пусть  $H_p(x, y)$  и  $\delta_p(x, y)$  некоторые реализации полей  $H(x, y)$  и  $\delta(x, y)$ . Поверхность  $H_p(x, y)$  трактуется как возможная реализация истинной геологической границы, а

$$H_{pc}(x, y) = H_p(x, y) + \delta_p(x, y), \quad (2.4.1)$$

как поверхность, построенная по геофизическим измерениям.

Определим расположение всех локальных поднятий на реализации  $H_p(x, y)$  и обозначим их  $L_{n1}, L_{n2}, \dots, L_{nn}$ , которые трактуются как истинные. При этом каждое локальное поднятие может целиком, частично или вовсе не входить в область  $C$ . Обозначим через  $S_i$  отношение площади, общей для участка  $C$  и локального поднятия  $L_{ni}$ , к площади поднятия  $L_{ni}$ . При  $S_i = 0$  локальное поднятие находится вне участка  $C$ , а при  $S_i = 1$  оно целиком принадлежит  $C$ , все остальные значения  $S_i$  отвечают промежуточным положениям поднятия относительно изучаемого участка.

Установим расположение локальных поднятий, образованных функцией  $H_{pc}(x, y)$  из (2.4.1) и обозначим их  $L_{c1}, L_{c2}, \dots, L_{ck}$  сейсморазведкой, которые трактуются как поднятия выявленные. В общем случае локальные поднятия  $L_{ni}$  и  $L_{cj}$  не будут совпадать. Это обстоятельство предопределяет появление ошибок различного рода. В настоящее время на изучаемой площади закладывается

глубокая поисковая скважина, если по сейсмическим построениям на этой площади изображена локальная структура. Следуя этому традиционному принципу, примем, что локальное поднятие  $L_{ni}$  обнаружено, если в его пределах находится хотя бы одна сводовая точка некоторой структуры  $L_{cj}$ .

Вероятность обнаружения структуры  $L_{ni}$  зависит от ее размеров и величины  $S_i$ . Под размерами локального поднятия можно понимать амплитуду, площадь и объем. Наиболее важной характеристикой с экономической точки зрения является объем структуры. Введем для величин  $S$  и объема  $V$  интервалы  $\Delta S$  и  $\Delta V$

$$\begin{aligned} 0, \Delta S, 2\Delta S, \dots, \\ 0, \Delta V, 2\Delta V, \dots \end{aligned} \quad (2.4.2)$$

Так как каждой структуре  $L_{ni}$  соответствует пара чисел  $S_i$  и  $V_i$ , то легко определить интервалы из (2.4.2), для которых выполнены условия

$$\begin{aligned} l\Delta S \leq S_i \leq (l+1)\Delta S, \\ k\Delta V \leq V_i \leq (k+1)\Delta V. \end{aligned}$$

Следовательно, каждой структуре  $L_{ni}$  можно поставить в соответствие пару чисел  $l$  и  $k$ . Как было сказано, вероятность обнаружения или пропуска структуры  $L_{ni}$  зависит от величины  $S_i$  и объема  $V_i$ , а в дискретном приближении от  $l$  и  $k$ . Зафиксируем какие-нибудь значения параметров  $l$  и  $k$ . Количество структур  $C_{lk}$  с этими параметрами определяется конкретной реализацией поля  $H_p(x, y)$ , а так как реализации поля могут быть различными, то  $C_{lk}$  является случайной величиной, распределение которой зависит от спектральных свойств случайного поля  $H(x, y)$ .

В конкретной реализации  $H_p(x, y)$  легко установить значение  $C_{lk}$ . Пусть поле  $H(x, y)$  промоделировано  $N$  раз. Если  $N_m$  — число реализаций, в которых количество структур с параметрами  $l$  и  $k$  равнялось  $m$ , то оценкой вероятности  $P(C_{lk} = m)$  служит отношение  $N_m/N$  ( $m = 0, 1, 2, \dots$ ). Функция  $P(C_{lk} = m)$  является функцией распределения вероятностей дискретной случайной величины  $C_{lk}$ . Для каждой пары  $l$  и  $k$  можно установить распределения,  $P(C_{lk} = m)$ , поэтому имеет смысл рассматривать  $P(C_{lk} = m)$  как функцию трех переменных  $l, k$  и  $m$

$$P(C_{lk} = m) = P(l, k, m). \quad (2.4.3)$$

Функцию  $P(l, k, m)$  можно задать с помощью трехмерного массива чисел. Значение  $P(l, k, m)$  является оценкой вероятности того, что на изучаемом участке существует  $m$  структур с параметрами  $l$  и  $k$ .

Наряду с функцией  $P(l, k, m)$  полезно установить распределение числа структур  $C_{lk}^0$ , которые будут обнаружены на изучаемом участке. С этой целью рассмотрим  $N$  реализации поля  $H(x, y)$  и столько же реализаций  $H_{pc}(x, y)$  из (2.4.1). По каждой паре реа-

лизации  $H_p(x, y)$  и  $H_{pc}(x, y)$  согласно описанному выше правилу обнаружения определим число обнаруженных структур с параметрами  $l$  и  $k$ . Если  $N_m^0$  — число реализаций, в которых было обнаружено  $m$  структур ( $C_{lk}^0 = m$ ), то величина  $N_m^0/N$  служит оценкой вероятности того, что в ходе поиска на изучаемом участке будет обнаружено  $m$  структур с параметрами  $l$  и  $k$ . Изменяя значения  $l$  и  $k$  по всем  $N$  реализациям, устанавливается распределение по трем переменным

$$P^0(l, k, m) = P(C_{lk}^0 = m). \quad (2.4.4)$$

Аналогично устанавливается распределение числа пропущенных структур

$$P^n(l, k, m) = P(C_{lk}^n = m). \quad (2.4.5)$$

Алгоритм построения функций (2.4.3), (2.4.4) и (2.4.5) на ЭВМ реализуется по следующей схеме. Опишем три трехмерных массива

$$P[0, L; 0, K; 0, M], \quad P^0[0, L; 0, K; 0, M] \quad \text{и}$$

$$P^n[0, L; 0, K; 0, M]$$

и три двумерных массива  $m[0, L; 0, K]$ ,  $m^0[0, L; 0, K]$  и  $m^n[0, L; 0, k]$ . Перед началом счета все значения элементов массивов равны 0. Далее моделируем поля  $H(x, y)$  и  $\delta(x, y)$ . В реализации  $H_p(x, y)$  устанавливаем положение всех последних замкнутых изолиний локальных поднятий. Внутри каждой области  $D$ , ограниченной последней замкнутой изолинией с отметкой  $H_{из}$ , проводим численную оценку интеграла

$$V = \iint_D (H'_p(x, y) - H_{из}) dx dy,$$

определяющего объем структуры, оценку площади

$$F = \iint_D dx dy \quad (2.4.6)$$

и оценку общей площади изучаемого участка  $C$  и локального поднятия

$$F_0 = \iint_{D \cap C} dx dy. \quad (2.4.7)$$

По отношению  $F_0/F$  определим из (2.4.2) значение параметра  $l$  а по  $V$  — значение  $k$ , после чего элемент  $m(i, j)$  увеличивается на 1. Такая процедура проводится для всех локальных поднятий, обнаруженных в реализации  $H_p(x, y)$ . На выходе получаем целочисленную матрицу  $m(l, k)$ , у которой элемент с индексами  $(j, k)$  равен количеству существующих в реализации структур с параметрами  $l$  и  $k$ . Далее определяются координаты  $(x_c, y_c)$  всех сводовых точек локальных поднятий в реализации  $H_{pc}(x, y)$ . Если в пределах локального поднятия, образованного реализацией  $H_p(x, y)$ , находится хотя бы одна из упомянутых сводовых точек, то это под-

нятие считается обнаруженным. Тогда значение соответствующего элемента матрицы  $m^0(l, k)$  увеличивается на 1. Матрица  $m^n(l, k) = m(l, k) - m^0(l, k)$ . После определения целочисленных матриц  $m(l, k)$ ,  $m^0(l, k)$  и  $m^n(l, k)$  значения элементов  $\Pi[l, k, m(l, k)]$ ,  $\Pi^0[l, k, m^0(l, k)]$  и  $\Pi^n[l, k, m^n(l, k)]$  увеличиваются на 1. На этом заканчивается обработка первых реализаций поля  $H(x, y)$  и  $\delta(x, y)$ . Перед моделированием вторых реализаций необходимо всем элементам матриц  $m(l, k)$ ,  $m^0(l, k)$  присвоить нулевое значение и провести обработку по описанной схеме. Повторив эту процедуру  $N$  раз, на выходе получим трехмерные массивы  $\Pi(l, k, m)$ ,  $\Pi^0(l, k, m^0)$  и  $\Pi^n(l, k, m^n)$  и соответствующие им искомые функции

$$P(l, k, m) = \frac{1}{N} \Pi(l, k, m), \quad (2.4.8)$$

$$P^0(l, k, m^0) = \frac{1}{N} \Pi(l, k, m^0), \quad (2.4.9)$$

$$P^n(l, k, m^n) = \frac{1}{N} \Pi(l, k, m^n). \quad (2.4.10)$$

На основе функций (2.4.8), (2.4.9) и (2.4.10) можно вычислить вероятности различных событий, имеющих практическое значение. Заметим, что вероятность  $P^0(l, k, m)$  является безусловной вероятностью обнаружения  $m^0$  структур с параметрами  $l$  и  $k$ . Во многом она зависит от того, насколько часто структуры с такими параметрами встречаются в реализациях поля  $H(x, y)$ . Из-за этого крупные структуры будут обладать малыми вероятностями обнаружения при любом положительном  $m^0$ , так как мала вероятность их существования. С другой стороны, если на площади существует крупная структура, то вероятность ее обнаружения должна быть относительно большой. В этом случае речь идет об условной вероятности обнаружения структуры с параметрами  $l$  и  $k$ . Чтобы определить эту вероятность, необходимо оценить количество структур с параметрами  $l$  и  $k$ , которые существовали во всех реализациях поля  $H(x, y)$ , и среди этого множества определить количество обнаруженных. Очевидно, что для фиксированных  $l$  и  $k$  число структур во всех реализациях равно

$$\sum_{m=1}^M m \Pi(l, k, m),$$

а обнаруженных

$$\sum_{m=1}^M m \Pi^0(l, k, m).$$



Тогда искомая вероятность

$$P_y(l, k) = \frac{\sum_{m_0=1}^M m \Pi^0(l, k, m^0)}{\sum_{m=1}^M m \Pi(l, k, m)} = \frac{\sum_{m=1}^M m P^0(l, k, m)}{\sum_{m=1}^M m P(l, k, m)}. \quad (2.4.11)$$

Величина  $P_{01}(l, k) = 1 - P_y(l, k)$  является вероятностью ошибки первого рода для структуры с параметрами  $l$  и  $k$ . Как и следовало ожидать, вероятность ошибки первого рода при фиксированном правиле обнаружения зависит от параметров структуры  $k$  и  $l$ .

Для расчета вероятности ошибки второго рода следует оценить число случаев, когда вершина локального поднятия в реализации  $H_{pc}(x, y)$  не находилась в пределах никакого локального поднятия в реализации  $H_p(x, y)$ . Если  $N_\lambda$  — число всех локальных поднятий в реализациях  $H_{pc}(x, y)$ , а  $N_{ол}$  — число обнаруженных поднятий во всех реализациях  $H_{pc}(x, y)$ , то оценка вероятности ошибки второго рода

$$P_{02} = 1 - \frac{N_{ол}}{N_\lambda}. \quad (2.4.12)$$

Ошибка второго рода в указанном смысле означает, что случайный выбранный локальный экстремум реализации  $H_{pc}(x, y)$  не находится в пределах локального поднятия из реализации  $H_p(x, y)$ . При этом поднятия, изображенные по сейсмическим данным [т. е. в реализации  $H_{pc}(x, y)$ ], не различаются по своим характеристикам. Однако, апеллируя к опыту геофизических работ, чем больше размер локального поднятия, изображенного по сейсмическим данным, тем ниже вероятность ошибки второго рода. Поэтому имеет смысл связать вероятность ложного обнаружения с параметрами изображаемых структур. Пусть требуется определить вероятность  $P_{02}(k)$  того, что структура на реализации  $H_{pc}(x, y)$  с параметром  $k$  окажется ложной, т. е. ее вершина не находится в пределах локального поднятия в реализации  $H_p(x, y)$ . Для этого необходимо оценить количество  $N(k)$  таких структур во всех реализациях  $H_{pc}(x, y)$  и среди них выделить ложные. Если число последних равно  $N_\lambda(k)$ , то

$$P_{02}(k) = N_\lambda(k) / N(k). \quad (2.4.13)$$

Способ вычисления вероятностей ошибок первого и второго родов предполагает выполнение определенных условий. При расчете значения  $P_{01}(l, k)$  это условие заключалось в существовании структуры с параметрами  $l$  и  $k$  в реализации поля  $H_p(x, y)$ , а при расчете  $P_{02}(k)$  существовании структуры в реализации  $H_{pc}(x, y)$ . Чем чаще выполняются эти условия, тем больше будет совершенно ошибок первого и второго родов, но, вместе с этим, больше локаль-

ных поднятий будет обнаружено в ходе поиска. Поэтому соотношения таких характеристик, как число обнаруженных или пропущенных поднятий, количество ложных структур, зависят, при прочих равных условиях, от вероятностей ошибок первого и второго родов. Этим объясняется большое значение функций  $P_{01}(l, k)$  и  $P_{02}(k)$  в прикладных поисковых задачах. На их основе оценивается степень риска, связанного как с напрасным заложением поисковых скважин, так и с пропуском искомого объекта. Во многих задачах планирования вероятности ошибок первого и второго родов являются основными параметрами либо переменными для функции цели.

В зависимости от различных причин при планировании поисковых работ могут потребоваться дополнительные вероятностные характеристики, которые невозможно получить по функциям (2.4.8) и (2.4.9). Множество таких характеристик столь велико, что описание их назначения уместно было бы привести в отдельной книге. Важно подчеркнуть, что большинство вероятностных характеристик можно получить на основе моделирования. В данной работе мы ограничились описанием функций (2.4.3), (2.4.4) и (2.4.11) (2.4.12) по двум причинам. Во-первых, по нашему мнению, это наиболее важные характеристики предпоисковой стадии, во-вторых, алгоритмы по их расчету реализованы в комплексе программ, который в настоящее время внедрен в геофизических трестах. В равной мере это относится и к вероятностным характеристикам поисковой стадии.

## 2.5. ОБРАБОТКА И ПРЕДСТАВЛЕНИЕ ИНФОРМАЦИИ НА СТАДИИ ПОИСКОВЫХ И ДЕТАЛЬНЫХ ГЕОФИЗИЧЕСКИХ РАБОТ

Проведение геофизических работ способствует получению информации, обладающей меньшей степенью неопределенности, по сравнению с ранее имеющейся информацией. Получение дополнительных сведений выражается в изменении вероятностных характеристик случайного поля  $H(x, y)$ . На фиксированном участке после проведения сейсморазведочных работ оцениваются математическое ожидание  $MH(x, y)$  и возможные отклонения от него в каждой точке  $(x, y)$ . Как правило, анализируется участок, на котором по геофизическим измерениям изображена локальная структура. В этом случае при малых значениях вероятности ошибки второго рода, на данном участке можно ожидать выявления реальной структуры. Это означает, что большинство реализаций поля  $H(x, y)$  должно содержать локальную структуру в области сейсмической структуры. Такой ансамбль реализаций может быть получен, если в упомянутой области функция  $MH(x, y)$  образует локальное поднятие. Моделирование поля  $H(x, y)$  ведется на регулярной сетке с расстоянием  $\rho_0$  между соседними точками. Изучаемый участок считается прямоугольным, поэтому сетка может задаваться

числом строк и столбцов. Расстояние  $\rho_0$  между точками должно быть таким, чтобы по дискретной системе точек можно было обнаружить все интересующие нас особенности непрерывной реализации случайного поля. С другой стороны, очень малое значение  $\rho_0$  повлечет за собой увеличение общего числа точек на сетке, что заметно увеличивает время счета на ЭВМ. Для платформенных областей, характеризующихся малым углом падения пластов, расстояние  $\rho_0$  можно изменять от 250 до 500 м.

После проведения геофизических работ решается вопрос о бурении на изученной площади глубокой поисковой скважины. Для обоснованного решения этого вопроса необходимо оценить вероятность существования на данном участке локального поднятия с размерами, больше наперед заданного, а также вероятность его обнаружения. Если вероятность существования структуры и вероятность ее обнаружения достаточно велика, так что бурение поисковой скважины считается целесообразным, возникает задача о выборе наилучшей точки заложения первой поисковой скважины. С этой целью необходимо установить точку, у которой вероятность принадлежности залежи нефти или газа максимальна. Опробование скважины может либо подтверждать наличие залежи, либо установить, что заданная точка залежи не принадлежит. В первом случае необходимо оценить размеры залежи и указать ее наиболее вероятные границы. С целью быстрого оконтуривания залежи полезно определить точки, с максимальной вероятностью принадлежащие области водонефтяного контакта. В случае отсутствия притоков нефти решается задача о целесообразности дальнейшего исследования площади глубоким бурением. Для этого необходимо заново пересчитать вероятностные характеристики поля  $H(x, y)$ , с учетом того, что заложенная скважина не попала в залежь. Так как в схеме должны рассматриваться не только локальное поднятие, но и залежь в статистических испытаниях следует имитировать наряду с поверхностями и нефтяные залежи.

Рассмотрим процесс получения различного рода вероятностных характеристик после проведения геофизических работ. Эти характеристики делятся на две группы: характеристики, рассчитанные до проведения буровых работ и после них.

Для оптимального заложения первой поисковой скважины целесообразно рассчитать для каждой точки сетки вероятность принадлежности ее своду локальной структуры. Чтобы рассчитать указанную вероятность, необходимо уточнить понятие свода структуры. Пусть  $H_0$  — отметка последней замкнутой изогипсы локального поднятия,  $H_{\max}$  — отметка вершины поднятия, а  $v$  — некоторое число, удовлетворяющее условию  $0 \leq v \leq 1$ . Назовем сводом ту область локального поднятия, внутри которой для каждой точки  $(x, y)$  выполняется условие

$$\frac{H_{\max} - H_p(x, y)}{H_{\max} - H_0} < v. \quad (2.5.1)$$

Выбор величины  $\nu$  должен осуществляться интерпретатором в зависимости от конкретной задачи.

Проверяя выполнение условия (2.5.1) в каждой реализации поля  $H(x, y)$ , устанавливают вероятность принадлежности точки сетки своду локальной структуры. Согласно определению (2.5.1) после моделирования получают функцию достоверности  $d_{св}(i\rho_0, j\rho_0)$ , приписывающей точке с координатами  $(i\rho_0, j\rho_0)$  вероятность того, что она находится в сводовой части структуры. При малых значениях параметра  $\nu$  сводовая часть представляет собой небольшой участок, который трудно локализовать на изучаемой площади. В связи с этим и значения функции  $d_{св}(i\rho_0, j\rho_0)$  будут относительно малыми. Известно, что оценки малых и больших значений вероятностей в отличие от средних обладают сравнительно малыми дисперсиями, т. е. эти вероятности можно достаточно точно оценить по не очень большому количеству реализаций поля  $H(x, y)$ . Однако при заложении скважины нас интересует в основном максимальные вероятности. Так как оценки вероятностей по соседним точкам сильно зависимы, то для уверенного их сравнения необходимо получать на ЭВМ достаточно большое количество реализаций.

По значениям функции  $d_{св}(x, y)$  можно определить оптимальную точку заложения поисковой скважины. Однако решение о целесообразности заложения скважины должно базироваться на других вероятностных характеристиках. Из них к числу наиболее важных следует отнести вероятность существования структуры, вероятность ее обнаружения, статистическое распределение ее геометрических характеристик. В одной реализации поля  $H(x, y)$  даже на относительно небольшом участке могут появляться сразу несколько структур, их пространственное положение в различных реализациях неодинаково. Поэтому необходимо уточнить, о какой структуре идет речь. Чтобы правильно ответить на этот вопрос, опишем события, которые могут произойти в результате бурения поисковой скважины. Самым благоприятным исходом является обнаружение нефтяной залежи. Вероятность этого события нельзя оценить только на основе ансамбля реализаций поля  $H(x, y)$ , так как требуются еще сведения о степени заполнения нефтью локальной структуры. Эти сведения требуются и для переоценки вероятностей различных событий после того, как опробование скважины дало отрицательный результат. В настоящее время имеется большое число площадей, на которых пробурено по одной скважине, не давшей притока нефти. В этом случае возможны следующие события: а) скважина не вскрыла структуру б) скважина вскрыла структуру, в которой нет залежи; в) залежь есть, но скважина оказалась вне ее границы.

Вероятности описанных событий имеют практическое значение при решении вопроса о проведении на данной площади дополнительных исследований. Их вычисление должно базироваться на моделях, учитывающих положение нефтяных залежей в локальной структуре. Примем, что на изучаемом участке могут существо-

воват только ловушки структурного типа с горизонтальным водонептяным контактом.

Для определения границ залежи следует знать структурную карту кровли продуктивного горизонта, мощность  $m_r(x, y)$  его в каждой точке площади и степень заполнения ловушки

$$\beta = \frac{H_{\max} - H_{\text{ВНК}}}{H_{\max} - H_{\min}},$$

где  $H_{\max}$  — отметка высшей точки кровли продуктивного горизонта;  $H_{\text{ВНК}}$  — отметка ВНК;  $H_{\min}$  — отметка последней замкнутой изогипсы по кровле продуктивного горизонта.

Величина  $\beta$  и функция  $m_r(x, y)$  в пределах одного региона могут принимать различные значения, поэтому необходимо оценить их статистические характеристики по ансамблю хорошо изученных глубоким бурением площадей данного региона. Восстановление распределения случайной величины  $\beta$  осложняется тем, что, как правило, детально разбуриваются площади, на которых обнаружена залежь нефти. Если эмпирическое распределение величины  $\beta$  определять только по таким площадям, то оно не будет учитывать вероятность того, что структура не содержит залежи. Такое распределение  $\varphi_y(\beta)$  является условным. Для оценки безусловного распределения величины  $\beta$  требуется определить вероятность отсутствия в структуре залежи нефти. К сожалению, эту вероятность трудно получить на основе имеющегося фактического материала. Возможно, здесь следует привлекать геологические гипотезы о характере нефтеносности региона. Грубую оценку искомой вероятности можно получить на основе следующей схемы. Пусть  $N$  — количество структур региона, введенных под глубокое бурение, а на структурах  $N_1$  не получен приток нефти. Установим порог  $\beta_n$ , меньше которого можно считать структуру пустой. На объектах, где не получен приток нефти, определим вероятность принадлежности точки заложения скважины своду поднятия с параметром  $\nu = \beta_0$ . Просуммируем эти вероятности по всем  $N_1$  объектам и полученную сумму разделим на число  $N$ . Это отношение будем считать вероятностью  $P_{\text{от}}$  отсутствия залежи в структуре. Тогда безусловная плотность величины  $\beta$  имеет вид

$$\varphi_{\text{в}}(\beta) = P_{\text{от}}\delta(\beta) + (1 - P_{\text{от}})\varphi_y(\beta), \quad (2.5.2)$$

где  $\delta(\beta)$  — функция Дирака.

Моделирование случайной величины с плотностью распределения (2.5.2) осуществляют следующим образом. Сначала моделируется случайная величина  $\psi$ , принимающая значение 0 с вероятностью  $P_{\text{от}}$  и 1 с вероятностью  $1 - P_{\text{от}}$ . Если  $\psi = 0$ , то реализации  $\beta$  приписывается значение 0, если  $\psi = 1$ , то величина  $\beta$  моделируется по распределению  $\varphi_y(\beta)$ .

Вернемся к оценке вероятностных характеристик на этапе заложения глубокой поисковой скважины в оптимальной точке,  $(x_0, y_0)$ , полученной на основе функции  $d_{св} (i\rho_0, j\rho_0)$ . Обозначим события:  $B_1$  — скважина вскрыла залежь;  $B_2$  — скважина, оказавшись в пределах структуры, не вскрыла имеющуюся там залежь;  $B_3$  — скважина находится в структуре, в которой нет залежи;  $B_4$  — скважина не вскрыла структуру. Введем ряд вспомогательных переменных  $n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = 0$ .

Рассмотрим  $N$  реализаций поля  $H(x, y)$  и случайной величины  $\beta$  с распределением (2.5.2). В каждой такой реализации легко установить, какое событие  $B_i$  имело место. Например, событие  $B_1$  осуществляется, если точка  $(x_0, y_0)$  находится в пределах структуры и

$$H(x_0, y_0) > (1 - \beta) H_{\max} + \beta H_{\min}.$$

Если в реализации установлено событие  $B_i$ , то величину  $n_i$  увеличивают на единицу. Отношение  $n_i/N$  служит оценкой вероятности события  $B_i$ . Во всех реализациях, в которых происходило событие  $B_1$  и  $B_2$ , оценивается объем залежи. Распределение  $f(V)$  объема залежи в значительной мере определяет распределение запасов. Для вычисления объема залежи вместе с моделированием  $H(x, y)$  и  $\beta$  проводится моделирование поля  $m_r(x, y)$ .

Вероятности событий  $B_i$  и распределение  $f(V)$  являются наиболее важными характеристиками, на основе которых следует принимать решение о заложении скважины.

Описанные вероятностные характеристики были отнесены к случаю заложения одной поисковой скважины. С целью уменьшения вероятности ошибки первого рода может рассматриваться схема, предполагающая заложение одновременно двух скважин и более. Процедура вычисления вероятностей при этом принципиально не изменяется.

Если первая поисковая скважина дала приток нефти, переоцениваются ранее полученные вероятности. В частности, точка заложения скважины уже с вероятностью единица принадлежит залежи. Переоценка вероятностей проводится также на основе статистических испытаний полей  $H(x, y)$ ,  $m_r(x, y)$  и случайной величины  $\beta$ , при этом во внимание принимаются только те реализации, в которых точка  $(x_0, y_0)$  находится в пределах залежи. Кроме того, перед моделированием следует определить новые вероятностные характеристики поля  $m_r(x, y)$ , так как в точке  $(x_0, y_0)$  известна мощность пласта с точностью отбивки границ по каротажным диаграммам или керну. Так как эта точность достаточна велика, можно положить дисперсию  $Dm_r(x_0, y_0) = 0$ . Поскольку в модели рассматриваются только пластовые залежи, моделирование случайной величины  $\beta$  должно проводиться после моделирования полей  $H(x, y)$  и  $m_r(x, y)$  по следующему правилу. Если в точке  $(x_0, y_0)$  заложения скважины нефтенасыщенная мощность равна мощности

пласта, то случайную величину  $\beta$  моделируют по распределению

$$\varphi'(\beta) = \begin{cases} 0 & \text{для } 0 \leq \beta \leq \beta_0, \\ \frac{\Psi_y(\beta)}{\int_{\beta_0}^1 \Psi_y(\beta) d\beta} & \text{для } \beta_0 < \beta \leq 1, \end{cases} \quad (2.5.3)$$

$$\text{где } \beta_0 = \frac{H_{\max} - H(x_0, y_0) + m_r(x_0, y_0)}{H_{\max} - H_{\min}}$$

Если же нефтенасыщенная мощность в точке  $(x_0, y_0)$  меньше мощности пласта (т. е. скважина вскрыла ВНК), то величину  $\beta$  можно не моделировать, так как в этом случае граница залежи определяется по реализациям  $H(x, y)$  и  $m_r(x, y)$ . Таким образом, пересчет вероятностных характеристик производится по следующей схеме. Моделируется поле  $H(x, y)$  и проверяется факт присутствия точки  $(x_0, y_0)$  в локальной структуре. Если точка  $(x_0, y_0)$  не принадлежит структуре, эта реализация отбрасывается, и переходят к получению новой реализации поля  $H(x, y)$ . В случае, когда точка  $(x_0, y_0)$  принадлежит структуре и  $H(x_0, y_0) - H_{\min} > m_n = (m_n - \text{нефтенасыщенная мощность пласта в точке } (x_0, y_0))$ , моделируется поле  $m_r(x, y)$  и, если  $m_r(x_0, y_0) \geq m_n$ , моделируется величина  $\beta$ . По данному алгоритму вновь оценивают вероятностные характеристики, из которых наиболее важной следует считать функцию  $d_{\text{ВНК}}(x, y)$ , приписывающую каждой точке вероятность ее принадлежности зоне ВНК. По значениям этой функции можно определить оптимальные точки заложения разведочных скважин, так как ими в первую очередь стремятся оконтурить залежь.

Переоценку вероятностей событий  $B_2$  и  $B_3$  производят в случае отрицательного результата при опробовании скважины. Значения этих вероятностей могут быть использованы при принятии решения о целесообразности проведения дополнительных поисковых работ. Вероятностные события  $B_2$  и  $B_3$  можно рассчитать без моделирования полей с использованием лишь старых (безусловных) оценок  $P(B_1)$ ,  $P(B_2)$  и  $P(B_3)$ . Так как события  $B_i$  несовместны и образуют полную группу, то

$$P(B_2/\bar{B}_1) = \frac{P(B_2)}{1 - P(B_1)},$$

$$P(B_3/\bar{B}_1) = \frac{P(B_3)}{1 - P(B_1)}.$$

Для оценки вероятностных характеристик залежей нефти или газа необходимо собрать представительный статистический материал как по структурам с установленной нефтегазонасыщенностью, так и по структурам, не содержащим нефти и газа. Однако как уже указывалось ранее, последние не разбуриваются достаточным числом скважин, что не позволяет изучить их в полной мере. Если на пло-

щадя имеются 2—3 сухие скважины, то нельзя с полной уверенностью говорить об отсутствии на ней нефтяной или газовой залежи и даже структуры. Все это в значительной мере усложняет процедуру правильного сбора необходимых данных о залежах нефти, в связи с чем исследователь либо вообще лишается возможности оценивать нефтеносные характеристики, либо вынужден пользоваться моделью, в которой эти характеристики чрезвычайно неустойчивы. Иначе говоря, на практике часто может возникать ситуация, когда расчет вероятностных характеристик залежей нефти по тем или иным причинам невозможен. В этом случае при принятии решений можно ориентироваться на информацию о вероятностных характеристиках структуры, которые косвенно связаны с вероятностными характеристиками залежи. Для расчета вероятностных характеристик структур требуются лишь сведения о характере случайного поля, описывающего отклонения сейсмических границ от реальных. Наиболее важной характеристикой сейсмических построений следует считать вероятность существования структуры размерами больше наперед заданных. К размерам структуры относятся ее площадь и амплитуда, которые являются зависимыми случайными величинами. Поэтому имеет смысл восстанавливать двумерную функцию распределения площади и амплитуды структуры. Если не связывать вероятностные характеристики с точкой  $(x_0, y_0)$  заложения скважины, то тогда они будут относиться к произвольным по своему пространственному положению структурам. Пусть  $A_i^l$  и  $F_i^l$  — соответственно амплитуда и площадь структуры, обнаруженные в  $l$ -й реализации поля  $H(x, y)$ . Для каждой реализации поля  $H(x, y)$  можно сформировать матрицу

$$T_l = \begin{pmatrix} A_1^l & A_2^l & \dots \\ F_1^l & F_2^l & \dots \end{pmatrix}$$

и, таким образом, получим в конце моделирования  $N$  матриц  $T_l$ . Определим функцию  $f(A, F)$  отношением  $N_{A,F}/N$ , где  $N_{A,F}$  — число матриц  $T_l$ , в каждой из которых хотя бы для одного столбца выполнено условие

$$(A_i^l \geq A) \cap (F_i^l \geq F).$$

Функция  $f(A, F)$  задается в виде таблицы по соответствующим градациям величин  $A$  и  $F$ . Значение  $f(A, F)$  определяет на изучаемом участке вероятность существования структуры с амплитудой больше  $A$  и площадью больше  $F$ . Так как истинная структура может смещаться относительно структуры, изображенной на сейсмической карте достаточно произвольно, часто при больших значениях функции  $f(A, F)$  наблюдают малые значения  $d_{св}(x, y)$  при любом параметре  $v$ .

При трактовке вероятностных характеристик следует иметь в виду, что всякий раз речь шла о структуре или залежи, наличие



или отсутствие которых можно было установить по данным на ограниченном участке. Можно представить структуру, выходящую частично за пределы изучаемой площади и потому не имеющую замкнутых изолиний. В таком случае соответствующие точки площади будут классифицироваться как на принадлежащие структуре, хотя на самом деле они ей принадлежат. Это событие относительно часто может происходить с точками, расположенными вблизи границ участка. Если линейные размеры участка превышают максимально возможные линейные размеры структур в 2 раза и более, то для точек его центральной части все вероятности в рамках самой модели можно вычислить как угодно точно.

Точки же, находящиеся вблизи границ участка при прочих равных условиях, будут обладать более низкими вероятностями принадлежности структуре или залежи. Наличие такого краевого эффекта следует иметь в виду при интерпретации вероятностных характеристик.

## ОЦЕНКА ТОЧНОСТИ СТРУКТУРНЫХ ПОСТРОЕНИЙ ПО ДАННЫМ СЕЙСМОРАЗВЕДКИ

### 3.1. МАТЕМАТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ДЛЯ УЧЕТА ПОГРЕШНОСТЕЙ СЕЙСМОРАЗВЕДКИ

Для определения вероятностных характеристик структурной карты, построенной по сейсмическим данным, необходимо оценить характер погрешностей сейсморазведки. Ведь именно эти погрешности обуславливают неоднозначность сейсмических материалов и определяют степень этой неоднозначности.

Данные сейсморазведки всегда интерпретируются в рамках математической модели реальной среды. При этом достоверность результативных построений зависит не только от точности исходных данных, но и в большей степени от адекватности выбранной модели изучаемой среды. Действительно, погрешности окончательных сейсмических построений, связанные, например, с зоной малых скоростей, градиентом пластовых скоростей и т. д., возникают лишь тогда, когда эти явления не учитываются моделью интерпретации. Избавиться от таких погрешностей можно, если усложнить соответствующим образом модель, однако сделать это практически невозможно по одной причине. Сложные модели содержат большое количество параметров, как правило, превосходящее то, которое удается определить из наблюдаемых данных.

Поэтому в настоящее время для подавления помех при интерпретации сейсморазведочных данных применяются статистические приемы обработки наблюдений. Естественно, эффективность этих приемов зависит от вероятностных характеристик картируемых поверхностей и погрешностей: чем лучше они описываются в терминах случайных величин, тем эффективнее применение статистики для уменьшения погрешностей. Однако модели, которые используются на практике, приводят к возникновению погрешностей интерпретации, которые в пределах разведваемой площади не являются независимыми.

Так, при построении отражающей границы методом средних скоростей нередко возникают погрешности, связанные с неучетом градиента скоростей, интерференцией волн, несовпадением сейсмического горизонта с картируемой литологической поверхностью и т. п. Если подобные причины носят закономерный характер, то вызванные ими погрешности не удастся ни выявить, ни тем более учесть, используя лишь информацию, имеющуюся на изучаемой площади. Вместе с тем нередко такие погрешности превалируют над

всеми остальными и приводят к таким существенным искажениям результативных сейсмических структурных построений, что принимаемые в дальнейшем решения оказываются неверными.

Таким образом, можно констатировать, что при построении отражающего горизонта возникают погрешности двух типов.

1. Погрешности в рамках выбранной модели интерпретации, которые связаны в основном с погрешностями в исходных данных. Они, как правило, хорошо описываются в терминах независимых случайных величин, вследствие чего их можно оценить по сейсмическим наблюдениям, полученным на исследуемой площади.

2. Погрешности, которые связаны с неадекватностью модели интерпретации реальной среде. В основном они носят систематический характер и для их оценки требуется привлечение данных, получающихся после бурения скважин на площади, разведанной сейсмическим методом.

Насчитываются уже сотни подобных площадей, где одновременно имеются данные и сейсморазведки и бурения, и которые могут быть использованы для изучения на них погрешностей второго типа с целью использования в дальнейшем этих данных на вновь разведываемых площадях.

Для совместной обработки совокупности площадей построим модель, которая позволит учитывать при интерпретации сейсмических наблюдений как случайные, так и систематические погрешности для каждой изучаемой площади. Рассмотрим  $L$  площадей, на которых проведены детальные сейсмические работы с целью определения на каждой из площадей положения истинной геологической поверхности  $H_l(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L$ ). При обработке наблюдений на всех площадях используется одна и та же модель интерпретации. В результате на каждой площади строится отражающая поверхность  $\hat{h}_l(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L$ ). Обозначим через  $h_l(x, y)$  сейсмическую поверхность, которая была бы построена на  $l$ -й площади, если бы при интерпретации отсутствовали какие-либо случайные погрешности первого типа (назовем ее истинной сейсмической поверхностью). Иными словами,

$$h_l(x, y) = \hat{h}_l(x, y) + \xi_l(x, y), \quad (3.1.1)$$

где  $\xi_l(x, y)$  — случайное поле погрешностей.

Предположим, что  $\xi_l(x, y)$  — гауссовское случайное поле<sup>1</sup> с математическим ожиданием  $M\xi_l(x, y) = 0$  и диагональной корреляционной матрицей  $R$  на любом конечном множестве точек  $(x, y)$ .

Разность между истинными геологической и сейсмической поверхностями обозначим

$$\Delta_l(x, y) = H_l(x, y) - h_l(x, y). \quad (3.1.2)$$

<sup>1</sup> Считается, что значения  $\xi_l(x, y)$  в различных точках плоскостей  $(X, Y)$  независимы, но неравноточны.

Эта разность представляет собой полную систематическую погрешность сейсморазведки и является основным объектом исследований.

Предположим, что на совокупности рассматриваемых площадей все разности  $\Delta_l(x, y)$  представляют собой реализации некоего случайного процесса с математическим ожиданием  $M\Delta_l(x, y)$  и корреляционной матрицей  $\Gamma$

$$\Delta_l(x, y) = M\Delta_l(x, y) + \eta(x, y), \quad (3.1.3)$$

где  $\eta(x, y)$  — случайная функция с нулевым математическим ожиданием, нормально распределенная и характеризующаяся корреляционной матрицей  $\Gamma$ .

Тогда окончательно математическая модель учета погрешностей сейсморазведки при совместной интерпретации сейсмических данных на совокупности площадей запишется следующим образом:

$$H_l(x, y) = \hat{h}(x, y) + \xi_l(x, y) + M\Delta_l(x, y) + \eta_l(x, y) \\ (l = 1, 2, \dots, L). \quad (3.1.4)$$

В гл. 5 будут рассмотрены способы сглаживания исходных сейсмических данных, которые позволяют в первом приближении избавиться от погрешностей первого типа, т. е. получать удовлетворительную оценку  $h_l(x, y)$  истинной сейсмической поверхности.

Для оценки и учета погрешностей второго типа необходимо, чтобы на части  $L_1$ , рассматриваемых площадей не только были проведены сейсмические работы, но и осуществлено последующее бурение. Такие площади будем называть объектами обучения.

Предположим, что объекты обучения дают представительную выборку реализаций  $\Delta_l(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L$ ), по которой могут быть достоверно оценены функция  $M\Delta_l(x, y)$  и матрица  $\Gamma$ . В рамках построенной модели (3.1.1) это означает, что найденные характеристики систематических погрешностей могут быть количественно учтены на объектах изучения, т. е. на тех  $L - L_1$  площадях общей совокупности, на которых имеются лишь данные детальных сейсмических работ.

Иначе говоря, обработка геолого-геофизической информации на базе модели (3.1.1) позволяет судить о таких погрешностях сейсморазведки, которые не удастся не только оценить, но часто и обнаружить собственно геофизическими методами, и которые в настоящее время, как правило, учитываются только качественно (в сходных сейсмогеологических условиях по направлению смещения свода поднятия, завышения или занижения его амплитуды и т. д.). В результате десятки поднятий, подготовленных сейсморазведкой, не подтверждаются последующим бурением, что приводит к непроизводительному расходованию огромных денежных и материальных средств.

Изучение систематических погрешностей сейсморазведки с помощью объектов обучения позволяет перейти от качественных оце-

нок таких погрешностей к количественным. Статистические характеристики систематических погрешностей являются информационной базой для получения вероятностных оценок достоверности структурных построений по сейсмическим данным.

### 3.2. ОЦЕНКА ПОГРЕШНОСТЕЙ МОДЕЛИ ИНТЕРПРЕТАЦИИ С ПОМОЩЬЮ ОБЪЕКТОВ ОБУЧЕНИЯ

В соответствии с изложенной выше моделью совместной обработки совокупности площадей, на которых известны результаты сейсморазведки и бурения (объекты обучения), мы будем рассматривать погрешности модели интерпретации в пределах одной площади [поля  $\Delta_l(x, y)$ ], как реализации некоторого случайного процесса  $M\Delta(x, y) + \eta(x, y)$ , для описания которого необходимо знать его статистические характеристики: математическое ожидание  $M\Delta(x, y)$ , дисперсию  $D\eta(x, y)$  и нормированную корреляционную функцию  $K(\rho)$ .

Для вычисления указанных характеристик мы и воспользуемся объектами обучения. Будем считать, что известно множество  $L$  объектов обучения, являющееся представительной выборкой из генеральной совокупности площадей, представляющих всевозможные реализации случайного процесса  $M\Delta(x, y) + \eta(x, y)$ .

В зависимости от степени однородности реализаций и точности их определения можно реализовать различные способы расчета статистических характеристик  $M\Delta(x, y)$ ,  $D\eta(x, y)$  и  $K(\rho)$ . Рассмотрим основные из этих способов.

1. Как правило, в настоящее время сейсморазведка подготавливает под глубокое бурение локальные поднятия. Таким образом, на подавляющем большинстве объектов обучения истинная сейсмическая поверхность  $h_l(x, y)$  представляет собой антиклинальную складку. Для однородных в геологическом смысле регионов размеры и амплитуды антиклинальных складок, как правило, значительно отличаются. Например, в платформенной части Волго-Уральской нефтегазоносной провинции по данным сейсморазведки выявляются брахиантиклинальные складки с соотношением осей 1 : 2 и амплитудой от 30 до 50 м.

Для подобной совокупности объектов обучения это дает возможность определять статистические характеристики следующим образом. На  $l$ -м объекте обучения выберем систему координат так, чтобы оси координат совпадали с большой и малой осью сейсмической структуры, определяющейся поверхностью  $h_l(x, y)$ . Проведем эту процедуру на всех объектах обучения и совместим объекты в одной плоскости  $(X, Y)$  так, чтобы совпали начала координат и обе координатные оси.

В результате совмещения на плоскости  $(X, Y)$  выделится некоторая область, где заданы функции  $\Delta_l(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L$ ). В каждой точке  $(x_i, y_i)$  этой области оценку функции  $M\Delta_l(x, y)$

можно вычислить следующим образом:

$$\hat{M}\Delta_l(x, y) = \frac{1}{m_l} \sum \Delta_{l_i}(x_i, y_i), \quad (3.2.1)$$

где  $m_l$  — число функций  $\Delta_l(x, y)$ , заданных в точке  $(x_i, y_i)$ ;  $l_i$  — номер функции.

Иначе говоря, в качестве оценки  $M\Delta_l(x, y)$  берется среднее арифметическое из значений  $\Delta(x, y)$  в точке  $(x_i, y_i)$ , при этом рассматриваются только те значения  $\Delta(x, y)$ , которые попали в эту точку.

Поскольку на каждом конкретном объекте обучения количество буровых данных всегда различно, отдельные реализации  $\Delta_l(x, y)$  определяются на участках различных размеров. Поэтому в каждой точке плоскости  $(X, Y)$  число значений  $\Delta_l(x, y)$  может быть различно. Соответственно, получатся неравноточными и оценки  $M\Delta_l(x, y)$  в точках  $(x_i, y_i)$ . Эти оценки можно улучшить путем сглаживания получившейся поверхности  $M\Delta_l(x, y)$ , причем в качестве дисперсии в каждой точке  $(x_i, y_i)$  взять величину, обратную  $m_l$  (процедура сглаживания поверхности описывается в гл. 5).

Полученную в результате сглаживания оценку  $M\Delta_l(x, y)$  обозначим через  $\tilde{\Delta}(x, y)$ .

Оценку дисперсии  $D\eta(x, y)$  будем вычислять по формуле

$$\hat{D}\eta(x, y) = \frac{\sum [\Delta_{l_i}(x, y) - \tilde{\Delta}(x, y)]^2}{m_l - 1}. \quad (3.2.2)$$

Оценка дисперсии  $\hat{D}\eta(x, y)$  в точках  $(x_i, y_i)$ , так же как и  $M\Delta_l(x, y)$ , может быть неравноточна. Поэтому полученные в результате вычислений по формуле (3.2.2) значения  $\hat{D}\eta(x, y)$  в точках  $(x_i, y_i)$  также необходимо сгладить с дисперсией  $\frac{1}{m_l}$ . Найденную в результате сглаживания оценку  $\hat{D}\eta(x, y)$  обозначим через  $\tilde{D}\eta(x, y)$ . Очевидно, что чем меньше величина  $\tilde{D}\eta(x, y)$ , тем ближе реализация  $\Delta_l(x, y)$  к оценке  $\tilde{\Delta}(x, y)$ , тем лучше функция  $\Delta(x, y)$  описывает систематические погрешности, входящие в общую погрешность модели интерпретации.

Поэтому естественно величину  $\hat{D}\eta(x, y)$  рассматривать в качестве количественного критерия при совмещении объектов обучения в одну систему координат. Наилучшим представляется тот способ совмещения, для которого значения  $\tilde{D}\eta(x, y)$  будут наименьшими.

Оценку нормированной автокорреляционной функции случайного процесса  $\Delta(x, y)$  будем вычислять, считая процесс  $\Delta(x, y)$  изотропным. Как правило, количество объектов обучения не настолько велико, чтобы по ним можно было получить устойчивые оценки анизотропных свойств процесса. Поэтому примем, что значения автокорреляционной функции зависят только от расстояния

между двумя любыми точками плоскости  $(X, Y)$ . Зафиксируем некоторое расстояние  $\rho$  и для любых двух точек  $(x_i, y_i)$  и  $(x_k, y_k)$  удаленных друг от друга на это расстояние, вычислим коэффициент корреляции

$$r_{ik}^{(l)} = \frac{\sum_{l=1}^{L1} [\Delta_l(x_i, y_i) - \bar{\Delta}(x_i, y_i)] [\Delta_l(x_k, y_k) - \bar{\Delta}(x_k, y_k)]}{\sqrt{\bar{D}[\eta_l(x_i, y_i)]} \sqrt{\bar{D}[\eta_l(x_k, y_k)]}}. \quad (3.2.3)$$

Полученные значения  $r_{ik}$  усредним по всем реализациям  $l$  и по всем точкам  $i$  и  $k$ . В результате для фиксированного расстояния  $\rho$  между точками плоскости  $(XY)$  получим оценку  $\bar{K}(\rho)$  нормированной корреляционной функции  $K(\rho)$ . Аналогично вычислим  $\bar{K}(\rho)$ , меняя расстояния  $\rho$ .

Мы получим множество значений оценок  $\bar{K}(\rho)$  функции  $K(\rho)$ . Последующая процедура вычисления  $K(\rho)$  заключается в нахождении аналитического выражения для  $K(\rho)$  [с тем, чтобы в дальнейшем вычислять значения  $K(\rho)$  для любых  $\rho$ ] и в сглаживании наблюдаемых значений  $\bar{K}(\rho)$  с целью улучшения оценки корреляционной функции.

Подберем некоторую функцию из заданного класса корреляционных функций, наилучшим образом отвечающую вычисленным значениям  $\bar{K}(\rho)$ , и аппроксимируем полученные значения этой функцией. Конечно, представить функцию  $\bar{K}(\rho)$  с помощью параметризуемой функции  $K(\beta\rho)$ , где  $\beta$  — некоторый параметр, точно нельзя, и поэтому речь может идти лишь о некоторой аппроксимации функции  $K(\rho)$  с требованием

$$\min_{\beta_i} \int_0^{\infty} [\bar{K}(\rho) - K(\beta_i\rho)]^2 d\rho.$$

Вопросы минимизации квадратичных функционалов подробно освещены в работах [3, 30].

2. В тех случаях, когда количество объектов обучения невелико, и они характеризуются существенной неоднородностью выявленных по данным сейсморазведки структурных форм (антиклинальные складки, структурные носы, террасы и т. п.), описанный способ учета систематических погрешностей непригоден.

Во-первых, технически сложно подыскать единую для всех таких объектов систему координат с общим началом. Во-вторых, даже когда это возможно, получаемые оценки статистических характеристик систематических погрешностей сейсморазведки очень грубы. Они не обеспечивают надежной вероятностной оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным на объектах изучения.

В такой ситуации предлагается упрощенная модель учета систематических погрешностей путем перехода от случайных двумер-

ных функций  $\Delta_l(x, y)$  к случайным величинам. Будем рассматривать объекты обучения как совокупность реализаций двух случайных величин  $H_c$  и  $H_6$ , представляющих собой по физическому смыслу отметки глубины до изучаемого отражающего горизонта по данным сейсморазведки и бурения в точках, где пробурены скважины.

Исходя из теоретических основ сейсморазведки и практических результатов проверки сейсмических построений последующим бурением, мы вправе ожидать, что между случайными величинами  $H_c$  и  $H_6$  существует линейная (или близкая к ней) вероятностная зависимость вида

$$H_6 = aH_c + b,$$

где  $a$  и  $b$  — числовые коэффициенты.

Предположим, что на данной совокупности объектов обучения случайная величина  $H_c$  распределена по нормальному закону с математическим ожиданием  $M(H_c)$  и дисперсией  $DH_c$ . Аналогично запишем характеристики случайной величины  $H_6$ : математическое ожидание  $MH_6$  и дисперсию  $DH_6$ .

Тогда уравнение дисперсии случайных величин  $H_c$  и  $H_6$  запишется в виде

$$H_6 = MH_6 + r \frac{\sqrt{DH_6}}{\sqrt{DH_c}} (H_c - MH_c), \quad (3.2.4)$$

где  $r$  — коэффициент корреляции случайных величин  $H_6$  и  $H_c$ .

Поскольку

$$r = \frac{KH_c H_6}{\sqrt{DH_6 DH_c}},$$

уравнение регрессии будет иметь окончательный вид

$$H_6 = \frac{KH_6 H_c}{DH_c} H_c + MH_6 - \frac{KH_c H_6}{DH_c} MH_c, \quad (3.2.5)$$

где

$$KH_c H_6 = \frac{\sum \sum [H_c - MH_c][H_6 - MH_6]}{N};$$

$$MH_c = \frac{\sum_{n=1}^N H_c}{N}; \quad MH_6 = \frac{\sum_{n=1}^N H_6}{N}.$$

Выражение (3.2.5) позволяет для данного значения  $H_c$  определить условное математическое ожидание величины  $H_6$ .

Таким образом, совокупность значений  $H_c$  на каком-либо объекте изучения позволяет определить с помощью выражения (3.2.5) соответствующую совокупность значений  $MH_6/H_c$ , которые образуют поверхность  $MH_1(x, y)$ , заданную в дискретном множестве точек. Входящие в выражение (3.2.5) коэффициенты яв-



ляются постоянными для данной совокупности объектов обучения и могут быть определены путем осреднения полученной для этой совокупности статистической зависимости  $H_6 = f(H_c)$  прямой линейной методом наименьших квадратов.

Следовательно, применительно к описываемому способу, математическую модель для учета систематической погрешности сейсморазведки (3.1.4) нужно переписать несколько иначе:

$$H_l(x, y) = MH_l(x, y) + \eta'_l(x, y) \quad (l=1, 2, \dots, L), \quad (3.2.6)$$

где  $MH_l(x, y)$  — математическое ожидание истинной геологической поверхности, определяемое из выражения (3.2.5);  $\eta'_l(x, y)$  — случайная функция, нормально распределенная с математическим ожиданием, равным нулю, и корреляционной матрицей  $\Gamma'$ , которую мы можем считать эквивалентной с (3.1.4), с точностью до дисперсии систематических погрешностей. Если эта дисперсия постоянна во всех точках  $(x_i, y_i)$  объектов обучения, между матрицами  $\Gamma$  и  $\Gamma'$  устанавливается соотношение

$$\frac{\Gamma}{\bar{D}\eta(x, y)} = \frac{\Gamma'}{\bar{D}\eta'(x, y)}, \quad (3.2.7)$$

поскольку нормированные корреляционные матрицы случайных функций  $\eta(x, y)$  и  $\eta'(x, y)$  в пределах одного региона должны быть равны.

Оценку дисперсии  $\bar{D}[\eta'(x, y)]$  можно определить по разбросу точек на графике  $H_6 = f(H_c)$  относительно уравнения регрессии вида

$$\bar{D}[\eta'(x, y)] = \frac{\sum_{n=1}^N [H_6 - (aH_c + b)]^2}{N - 1}, \quad (3.2.8)$$

где

$$a = \frac{KH_c H_6}{DH_c}; \quad b = MH_6 - \frac{KH_c H_6}{DH_c} MH_c.$$

Таким образом, с помощью второго способа можно определить оценки двух статистических характеристик систематических погрешностей — математического ожидания и дисперсии.

Использование двух способов учета погрешностей моделирования обусловлено различиями в исходной геолого-геофизической информации на объектах обучения. При наличии в какой-либо зоне большего количества локальных площадей, на которых имеются структурные карты по данному сейсморазведки и бурения, и установлении факта закономерного отличия этих карт на большинстве площадей (например, смещение свода реальных поднятий по отношению к сейсмическим на одноименных площадях в определенном направлении) целесообразно пользоваться моделью (3.1.4). При ограниченном количестве материалов глубокого бурения, а также при незакономерном различии структурных карт по данным сей-

сморазведки и бурения в пределах какой-либо зоны следует пользоваться моделью (3.2.6). Необходимо отметить, что в этом случае использование и модели (3.1.4), и модели (3.2.6) дает примерно одинаковые результаты, однако модель (3.2.6) является более технологичной при расчете вероятностных характеристик на ЭВМ.

Расширение круга решаемых сейсморазведкой задач вызвало необходимость оценки достоверности сейсмических построений для таких структурных элементов, которые раньше не готовились сейсморазведкой к глубокому бурению — структурных носов, зон выклинивания и т. д. Для подобных условий описанные способы учета систематических погрешностей имеют определенные недостатки, затрудняющие их использование при решении указанных выше задач.

Рассмотрим эти недостатки подробнее. Модель (3.1.4) предполагает получение совокупности полей погрешностей на объектах обучения для определения статистических характеристик соответствующего случайного процесса. Наилучший учет систематических погрешностей при использовании модели (3.1.4) достигается только при высокой степени однородности совокупности объектов обучения и объектов изучения. Лишь в этом случае оказывается возможным добиться минимальной дисперсии полей погрешностей  $\Delta_l(x, y)$  в данной совокупности. Естественно, что математическое ожидание систематических погрешностей, полученное для локальных поднятий, не может быть использовано для оценки этих погрешностей в пределах, например, структурного носа или зоны выклинивания и т. д. Для каждой новой структурной формы необходимо иметь соответствующую совокупность объектов обучения, что практически не очень просто выполнить из-за ограниченного количества таких объектов. С другой стороны, при наличии на ряде объектов обучения закономерного смещения структурного плана отражающего горизонта по данным сейсморазведки относительно данных бурения становится неприменимой модель (3.2.6), которая позволяет учитывать отличие структурных форм по данным сейсморазведки и бурения только по оси глубин.

Наиболее универсальным способом для учета систематических погрешностей сейсморазведки может быть способ, использующий двумерную функцию  $R(\tau)$  взаимной корреляции (ФВК) между поверхностями  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$ . Этот способ включает в себя достоинства обоих описанных выше способов и в принципе свободен от присущих им недостатков. Математическая модель учета систематических погрешностей с помощью ФВК запишется следующим образом:

$$H_l(x, y) = MH_l(x, y) + \eta_l''(x, y) \quad (l=1, 2, \dots, L). \quad (3.2.9)$$

Формула (3.2.9) полностью тождественна формуле (3.2.6) и отличается от нее только способом определения величины  $MH_l(x, y)$ . Случайная функция  $\eta_l''(x, y)$  по-прежнему имеет математическое ожидание, равное нулю, а ее корреляционная матрица может быть

рассчитана аналогично (3.2.6). Для определения на объектах изучения поверхности  $MH_l(x, y)$  на каждом объекте необходимо решить две задачи.

1. Для данной совокупности объектов обучения рассчитать функцию взаимной корреляции  $R(\vec{\tau})$ , где  $\vec{\tau}$  — вектор, характеризующий направление и величину сдвига между поверхностями  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$  при определении коэффициентов корреляции.

2. Разработать способ построения поверхности  $MH_l(x, y)$ , если заданы поверхность  $h_l(x, y)$  и функция взаимной корреляции  $R(\tau)$ .

Первая задача может быть решена с использованием стандартной формулы расчета ФВК и с учетом специфики исходных данных.

Пусть по-прежнему имеется  $L_1$  объектов обучения, на которых определены поверхности  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L$ ). Значения  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$  на каждом объекте заданы в узлах равномерной сетки размерами  $x_n \times y_m$ , т. е. поверхности определены в дискретном виде. Левому нижнему углу сетки приписаны координаты  $x_0/y_0$ . Тогда функцию взаимной корреляции для данной совокупности объектов обучения можно рассчитать по формуле

$$R_{\pm i, j} = \frac{\sum_{l=1}^{L_1} \sum_{y_0}^{y_m} \sum_{x_0}^{x_n} [H_l(x, y) - MH_l(x, y)]}{\sum_{l=1}^{L_1} \sum_{y_0}^{y_m} \sum_{x_0}^{x_n} [H_l(x, y) - MH_l(x, y)]^2} \times \\ \times \frac{[h_l(x \pm i, y \pm j) - Mh_l(x \pm i, y \pm j)]}{\sum_{l=1}^{L_1} \sum_{y_0}^{y_m} \sum_{x_0}^{x_n} [h_l(x \pm i, y \pm j) - Mh_l(x \pm i, y \pm j)]^2}, \quad (3.2.10)$$

где  $i, j$  — количество шагов сетки по осям  $X$  и  $Y$ .

Поскольку для каждого сдвига  $(i, j)$  число значений  $H(x, y)$  и  $h(x \pm i, y \pm j)$  при конечных размерах объектов обучения различно, оценки  $R(i, j)$  могут быть неравноточны. Для улучшения оценок  $R(i, j)$  полученные значения необходимо сгладить, приписав каждому значению дисперсию, обратную количеству пар,  $H(x, y) \times h(x \pm i, y \pm j)$ , по которым оно было рассчитано. Принципы сглаживания аналогичны изложенным выше.

Следует отметить одно обстоятельство. Дискретные значения функции взаимной корреляции  $R(i, j)$  можно рассчитать по совокупности объектов обучения только после вычитания из поверхностей  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$  региональной (трендовой) составляющей.

В противном случае ФВК будет характеризовать не степень коррелированности глубин по данным сейсморазведки и бурения на локальном объекте, а только их региональное соответствие. Очевидно, что для учета систематических погрешностей на объектах изучения такую ФВК использовать нельзя. На рис. 2 приведен

разрез, для которого максимальное значение ФВК между  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$  составило + 0,93. В то же время локальное поднятие, выделенное по сейсмическим данным, материалами бурения не подтверждалось. После снятия региональной составляющей коэффициент корреляции между  $H_l(x, y)_{\text{лок}}$  и  $h_l(x, y)_{\text{лок}}$  составил 0,76.

Вопросы снятия региональной составляющей подробно рассмотрены в гл. 5. Здесь лишь отметим, что перед построением поверхности  $MH_l(x, y)$  на объекте изучения с помощью ФВК и сейсмической поверхности  $h_l(x, y)$  из последней предварительно также должна быть исключена региональная составляющая  $h_l(x, y)_{\text{рег}}$ .

Таким образом, поверхность  $MH_l(x, y)$  на данном объекте изучения представляется как сумма двух составляющих: локальной, определяемой с помощью ФВК,  $h_l(x, y)_{\text{лок}}$  и региональной, за которую принимается  $h_l(x, y)_{\text{рег}}$

$$MH_l(x, y) = f[h_l(x, y)_{\text{лок}}] + h_l(x, y)_{\text{рег}}, \quad (3.2.11)$$

где  $f$  — оператор преобразования поверхности  $h_l(x, y)_{\text{лок}}$  с помощью ФВК.

Для построения на объекте изучения оценки математического ожидания истинной геологической поверхности с помощью ФВК и истинной сейсмической поверхности  $h_l(x, y)$  можно использовать принципы интерполяции по способу, получившему в иностранной литературе название «крайгинг» [16].

Крайгинг представляет собой способ скользящего среднего в методике интерполяции с помощью весовых функций. Значение параметра в данной точке определяется как средневзвешенное из его значений в соседних точках. При расчете весовых коэффициентов учитываются: расстояния между исходными точками; спектральный состав восстанавливаемой поверхности в виде ее автокорреляционной функции; расстояния между заданной точкой и исходными. Отметим, что сами значения картируемого параметра  $H$  или  $h$  при расчете весовых коэффициентов не используются.

Предположим, что мы имеем  $n$  точек, расположенных в окрестности точки  $m$ , в которой производится оценка. Весовые коэффициенты  $a_j$ , которые надо приписать исходным точкам, определяются с помощью решения системы уравнений

$$\sum_{j=1}^n a_j r(m_i, m_j) = r(m, m_i) - \lambda \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad \sum_{j=1}^n a_j = 1. \quad (3.2.12)$$

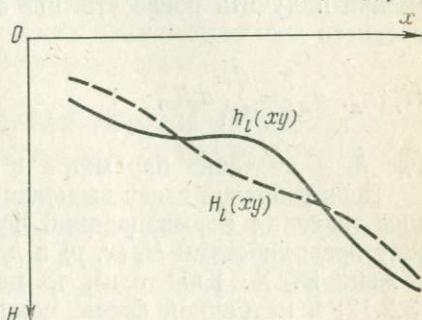


Рис. 2. Схематический глубинный разрез  $H_l(x, y)$  — истинная геологическая поверхность;  $h_l(x, y)$  — истинная сейсмическая поверхность

В этом уравнении совокупность  $r(m_i, m_j)$  — нормированная корреляционная матрица для системы из  $n$  исходных точек; совокупность  $r(m, m_i)$  — коэффициенты корреляции между оцениваемой и каждой из исходных точек;  $\lambda$  — коэффициент, который может быть использован для получения независимой оценки погрешности оцениваемого параметра в точке  $m$

$$\sigma_m^2 = \lambda + \sum_{j=1}^n a_j r(m, m_j). \quad (3.2.13)$$

Значение картируемого параметра  $H_l(x, y)$  в точке  $m$   $H_l(x_m, y_m)$  можно получить после этого по стандартной формуле скользящего среднего

$$H_l(x_m, y_m) = \sum_{j=1}^n a_j h_n, \quad (3.2.14)$$

где  $h_n$  — значение параметра в исходных точках.

Если в правой части выражения (3.2.13) рассматривать  $r(m, m_i)$  как значения нормированной функции взаимной корреляции между поверхностями  $H_l(x, y)$  и  $h_l(x, y)$  (идея такого подхода предложена В. Х. Кивелиди), то полное множество уравнений типа 3.2.12) в матричной форме можно записать следующим образом:

$$\begin{vmatrix} r_{11} & r_{12} & \dots & r_{1n} & 1 \\ r_{21} & r_{22} & \dots & r_{2n} & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{n1} & r_{n2} & \dots & r_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{vmatrix} \times$$

$$\times \begin{vmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \dots \\ a_n \\ \lambda \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} R_{1m} \\ R_{2m} \\ \dots \\ R_{nm} \\ 1 \end{vmatrix} \quad (3.2.15)$$

и

$$H_l(x_m, y_m) = \sum_{j=1}^n a_j h_l(x, y).$$

Количество весовых коэффициентов  $a_j$ , т. е. точек  $h_l(x, y)$ , по значениям глубин в которых следует оценивать глубину  $H_l(x, y)$  в данной точке, определяется видом автокорреляционной функции истинной сейсмической поверхности  $h_l(x, y)$ . Это количество ограничивается длиной тех векторов  $\vec{i}, \vec{j}$ , для которых  $r_{ij} \neq 0$ .

Для построения оценки математического ожидания истинной геологической поверхности  $MH_l(x, y)$  с помощью функции взаимной корреляции и поверхности  $h_l(x, y)$  используются следующие исходные данные: а) дискретные значения поверхности  $h_l(x, y)_{\text{лок}}$ , расположенные в узлах ортогональной сетки; б) дискретные значения нормированной автокорреляционной функции поверхности  $h_l(x, y)_{\text{лок}}$ ; в) дискретные значения нормированной функции взаимной корреляции  $R_{i, j}$ .

После построения на каждом объекте обучения поверхности  $MH_l(x, y)$  рассчитываются поля разности  $H_l(x, y) - MH_l(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L$ ), представляющие собой совокупности реализаций случайной функции  $\eta''(x, y)$  в выражении (3.2.9). Определение по этой совокупности статистических характеристик функции  $\eta''(x, y)$  полностью аналогично описанному выше.

### 3.3. ОЦЕНКА ПОГРЕШНОСТЕЙ МОДЕЛИ ИНТЕРПРЕТАЦИИ ПРИ ОТСУТСТВИИ ОБЪЕКТОВ ОБУЧЕНИЯ

Задача количественного учета систематических погрешностей сейсморазведки при отсутствии объектов обучения возникает, как правило, применительно к новым методам сейсморазведки или к новым районам, которые с ее помощью начинают изучать. Рассмотрим обе ситуации отдельно.

1. В первом случае систематические погрешности можно учитывать с помощью совместного анализа старого и нового методов сейсморазведки. Рассмотрим сущность такого учета на примере оценки погрешностей модели интерпретации метода общей глубинной точки.

Оценка точности структурных построений по сейсмическим данным предусматривает получение трех статистических характеристик погрешностей моделирования: математического ожидания этих погрешностей  $M\hat{\Delta}(x, y)$ , дисперсии  $D(x, y)$  и корреляционной функции —  $K(\rho)$  совокупности полей погрешностей для данной группы объектов обучения. Рассмотрим возможность определения каждой из этих характеристик для оценки точности результатов МОГТ, используя совместно данные МГОТ и МОВ.

Пусть имеется  $L_2$  площадей, на которых проведены независимые исследования МОВ и МОГТ, но отсутствуют данные глубокого бурения, и  $L_1$  площадей, где определены истинная сейсмическая и геологическая поверхности по данным МОВ и бурения, но отсутствуют материалы МОГТ.

Примем для структурных построений МОГТ модель, аналогичную 3.1.1

$$H_l(x, y) = h'_l(x, y) + \eta'(x, y), \quad (3.3.1)$$

где  $H_l(x, y)$  — глубина до геологической границы по данным бурения;  $h'_l(x, y)$  — глубина до соответствующего этой границе отражающего горизонта, построенного по данным МОГТ;  $\eta'(x, y)$  —

некоторая случайная функция с математическим ожиданием  $\Delta'(x, y)$ , корреляционной функцией  $K\eta'$  и дисперсией  $D\eta'$ .

Рассмотрим обе модели совместно:

$$H_l(x, y) = h_l(x, y) + \eta_l(x, y) \quad (l = 1, 2, \dots, L)$$

$$H_l(x, y) = h'_l(x, y) + \eta'_l(x, y).$$

Приравнивая левые части, получим

$$h_l(x, y) + \eta_l(x, y) = h'_l(x, y) + \eta'_l(x, y). \quad (3.3.2)$$

Перепишем равенство (3.3.2) в следующем виде:

$$\eta'_l(x, y) = [h_l(x, y) - h'_l(x, y)] + \eta_l(x, y). \quad (3.3.3)$$

Разность  $h_l(x, y) - h'_l(x, y)$  также является случайной функцией, представленной набором реализаций на площадях, где проведены независимые исследования МОВ и МОГТ. Она имеет математическое ожидание  $M[h_l(x, y) - h'_l(x, y)]$ , корреляционную функцию  $K_{\text{МОВ/ОГТ}}$  и дисперсию  $D_{\text{МОВ/ОГТ}}$ .

Математическое ожидание суммы случайных функций равно сумме их математических ожиданий [3]. Следовательно,

$$\Delta'(x, y) = M[h_l(x, y) - h'_l(x, y)] + \bar{\Delta}(x, y). \quad (3.3.4)$$

Таким образом, для получения математического ожидания погрешностей моделирования при исследованиях МОГТ на какой-либо площади необходимо решить следующие частные задачи.

1. Выбрать совокупность площадей, на которых проведены независимые исследования МОВ и МОГТ при картировании одноименных отражающих горизонтов.

2. Определить для этой совокупности оценку математического ожидания полей разности между поверхностями  $h_l(x, y)$  и  $h'_l(x, y)$ . Проще всего это сделать, если преобразовать выражение (3.3.4) следующим образом:

$$M[h_l(x, y) - h'_l(x, y)] = Mh_l(x, y) - Mh'_l(x, y). \quad (3.3.5)$$

3. Определить для совокупности  $L_1$  оценку математического ожидания погрешностей модели интерпретации МОВ  $\bar{\Delta}(x, y)$ .

Необходимо отметить, что изложенный способ определения математического ожидания погрешностей моделирования МОГТ требует для получения его хорошей оценки наличия сравнительно большого количества объектов, на которых проведены независимые площадные исследования МОВ и МОГТ.

Во многих же районах можно сопоставлять данные МОВ и МОГТ только по отдельным (хотя и достаточно протяженным) профилям. Для такой ситуации можно предложить способ определения оценки условного математического ожидания истинной геологической поверхности при проведении исследований МОГТ, аналогичный описанному выше, применительно к упрощенной модели оценки погрешностей. Этот способ менее точен, но требует меньшего по объему

статистического материала. Сущность способа состоит в следующем.

Построим графики  $H_{\text{ОГТ}} = f(H_{\text{МОВ}})$ , где  $H_{\text{ОГТ}}$  и  $H_{\text{МОВ}}$  — соответственно центрированные глубины в одноименных точках до исследуемого отражающего горизонта, снятые с глубинных разрезов по данным МОВ и МОГТ на отдельных сейсмических профилях в каком-либо районе. Для этого же района можно построить график  $H_{\text{бур}} = f(H_{\text{МОВ}})$ , используя данные сейсморазведки МОВ и глубокого бурения на разбуренных площадях. Описанные графики характеризуют корреляционную связь между данными МОВ и МОГТ, с одной стороны, и МОВ и бурения, — с другой. Из уравнения регрессии определяем угловые коэффициенты осредняющей прямой на обоих графиках.

$$H_{\text{ОГТ}} = a_1 H_{\text{МОВ}} + b_1, \quad H_{\text{б}} = a_2 H_{\text{МОВ}} + b_2,$$

после чего можно найти оценку математического ожидания истинной геологической поверхности на объекте изучения по исходной карте МОГТ

$$H_l(x, y) = \frac{a_2}{a_1} h_l'(x, y) - b_3, \quad (3.3.6)$$

где

$$b_3 = \frac{a_2}{a_1} b_1 + b_2.$$

Рассмотрим теперь способы определения дисперсии погрешностей моделирования относительно среднего значения при сейсмических исследованиях МОГТ.

Из выражения (3.3.4) следует, что

$$D\Delta(x, y) = Dh(x, y) - h'(x, y) + D\Delta'(x, y) - 2R\bar{\Delta}(x, y)/[h(x, y) - h'(x, y)]. \quad (3.3.7)$$

В этом выражении дисперсию полей погрешностей сейсморазведки МОВ  $D[\bar{\Delta}(x, y)]$  можно определить по формуле (3.2.2), дисперсию полей разности  $h_l(x, y) - h_l'(x, y)$  ( $l = 1, 2, \dots, L_2$ ) — вычислить для совокупности объектов  $L_2$ . Остается определить корреляционный момент между этими двумя случайными процессами. Как известно,  $K_{x, y} = r\sigma_x\sigma_y$ , следовательно

$$R\bar{\Delta}(x, y)/[h(x, y) - h'(x, y)] = r\sigma[\Delta(x, y)] \cdot \sigma[h(x, y) - h'(x, y)], \quad (3.3.8)$$

где  $r$  — коэффициент корреляции между совокупностью полей погрешностей сейсморазведки МОВ и полей разности глубин между МОВ и МОГТ.

Поскольку эти два процесса наблюдаются на различных группах объектов обучения (напомним, что по условию задачи отсутствуют площади, на которых имеются материалы и МОВ, МОГТ и



глубокого бурения), мы не можем привести в соответствии их отдельные реализации и вычислить после этого коэффициент корреляции обычным путем. Однако оценку дисперсии полей погрешностей МОГТ можно произвести, используя графики  $H_{\text{ОГТ}} = f(H_{\text{МОВ}})$  и  $H_6 = f(H_{\text{МОВ}})$ , на которых значения глубин по данным МОВ, МОГТ и бурения можно рассматривать как зависимые случайные величины. С помощью графиков оценим дисперсии этих значений:

$$DH_{\text{МОВ}} = M[h(x, y) - Mh(x, y)]^2,$$

$$DH_{\text{ОГТ}} = M[h'(x, y) - Mh'(x, y)]^2,$$

$$DH_6 = M[H(x, y) - MH(x, y)]^2$$

и соответствующие им средние квадратичные погрешности  $\sigma_{\text{МОВ}}$ ,  $\sigma_{\text{ОГТ}}$ ,  $\sigma_6$ .

Оценим дисперсию полей погрешностей МОГТ как дисперсию разности двух зависимых случайных величин:

$$DH_{\text{ОГТ}}/H_6 = DH_{\text{ОГТ}} + DH_6 - 2r_{H_{\text{ОГТ}}/H_6} \sigma_{\text{ОГТ}} \sigma_6. \quad (3.3.9)$$

Справедливо полагая исходя из физики процессов, что корреляция между данными МОГТ и бурения должна быть не хуже, чем между данными МОВ и бурения, т. е.  $r_{H_{\text{ОГТ}}/H_6} \geq r_{H_{\text{МОВ}}/H_6}$ , перепишем выражение (3.3.9) в виде

$$DH_{\text{ОГТ}}/H_6 \leq DH_{\text{ОГТ}} + DH_6 - 2r_{\text{МОВ}/6} \sigma_{\text{ОГТ}} \sigma_6. \quad (3.3.10)$$

Неравенство (3.3.10) позволяет оценить верхний предел дисперсии полей погрешностей МОГТ. Значения дисперсий, средних квадратичных погрешностей и коэффициента корреляции, входящих в это неравенство, определяются по графикам  $H_{\text{ОГТ}} = f(H_{\text{МОВ}})$  и  $H_6 = f(H_{\text{МОВ}})$ .

Что касается функции автокорреляции систематических погрешностей МОГТ, то рассчитать ее по косвенным данным не представляется возможным.

II. Учет систематических погрешностей сейсморазведки в районах, где отсутствуют данные бурения, можно выполнить только на вероятностном уровне. При этом принимается во внимание любая информация о причинах, которые могут вызвать систематические погрешности модели интерпретации, об аналогиях в геологическом строении данного района и территорий, где имеются объекты обучения, и т. п. Важную роль играет анализ физических основ используемого метода сейсморазведки, что помогает при оценке свойств его погрешностей.

Так, одной из основных причин, вызывающих систематические отклонения между истинными сейсмической и геологической поверхностями, является неучет в модели интерпретации градиента средней (или пластовой) скорости в пределах исследуемой площади. При отсутствии объектов обучения вызываемые градиентом скоро-

сти погрешности структурных построений можно учесть при оценке достоверности этих построений. Для этого достаточно иметь такие сведения о возможности наличия градиента, как ожидаемая его величина, преимущественное направление действия и т. п. Причем задавать эти сведения можно в виде гистограмм величины и направления градиента или с указанием вероятности изменения этих параметров.

Основой для описанных предположений могут служить общегеологические сведения об изучаемом районе, о возможности фациальных замещений и т. п. Предположим, что в районе исследований можно ожидать: с вероятностью 0,4 градиент скорости отсутствует, с вероятностью 0,1 он имеет значение  $0,1 \text{ с}^{-1}$  в направлении север—юг, с вероятностью 0,2 он имеет значение  $0,1 \text{ с}^{-1}$  в направлении восток—запад и т. д. При оценке моделирования случайных вариантов положения истинной геологической поверхности эти варианты будут трансформироваться в соответствии с приведенной информацией. Таким образом, даже качественные сведения о погрешностях сейсморазведки можно в какой-то мере учесть на количественном уровне.

Приведем другой пример. Анализ фактических погрешностей структурных построений по сейсмическим данным, выполненный по большому количеству объектов обучения, показал, что функция автокорреляции систематических погрешностей сейсморазведки в первом приближении совпадает с функцией автокорреляции истинной сейсмической поверхности  $h(x, y)$ . Этот вывод верен, по крайней мере, для поверхностей  $h(x, y)$ , представляющих собой антиклинальные складки платформенного типа. Отмеченным свойством автокорреляционных функций можно воспользоваться для аналогичных структурных форм при отсутствии объектов обучения.

Рассмотрим теперь способы учета систематических погрешностей, связанных с погрешностями корреляции. Как правило, погрешности обусловлены переходом с одной фазы отраженной волны на другую, что нередко приводит к выделению ложных поднятий. Погрешности корреляции не связаны с неадекватностью модели интерпретации и реальной среды; с другой стороны, они редко могут быть выявлены по внутренней сходимости сейсмических данных.

Характерно, что так называемый переход на фазу осуществляется, во-первых, на участках с плохим качеством полевого материала, а во-вторых, таким образом, что увеличивается амплитуда выявленной положительной структуры (последнее доказывает анализ материалов по неподтвердившимся сейсмическим поднятиям). Обычно интерпретатор выражает степень своей неуверенности в принятом варианте корреляции только качественно, путем проведения не сплошных, а пунктирных изолиний, с помощью разрежения изолиний и т. п.

Как правило, такие меры предосторожности не играют существенной роли при принятии решения о вводе площади под глубокое

разведочное бурение, особенно в условиях «структурного голода».

При использовании методики оценки достоверности, описанной в гл. 2, интерпретатор имеет возможность выразить степень своей неуверенности количественно, приписав значениям глубин до отражающего горизонта на участке с неуверенной корреляцией дисперсию измерений, численно равную квадрату расстояния между

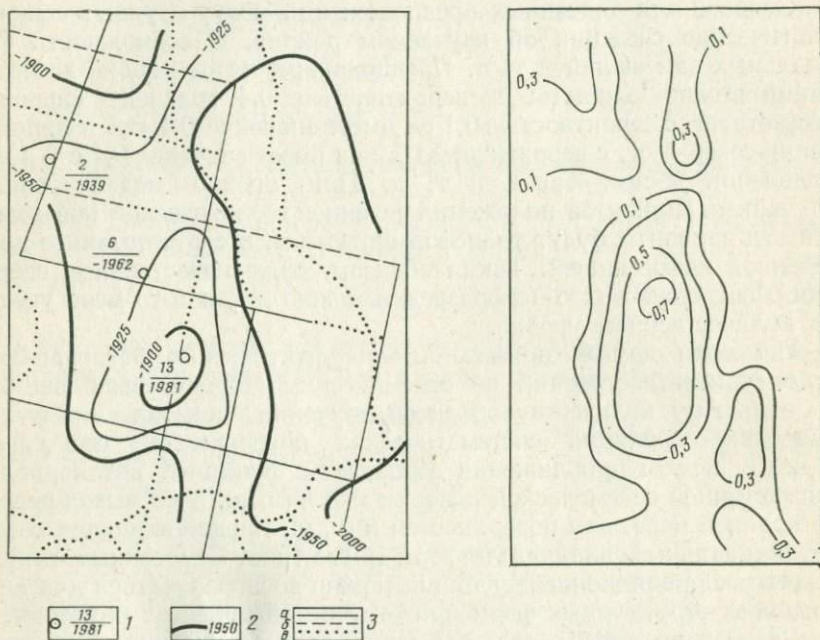


Рис. 3. Структурная карта по отражающему горизонту У  
1 — скважины глубокого бурения (в числителе — номер скважины, в знаменателе — глубина в метрах); 2 — изогипсы отражающего горизонта У (в м); 3 — сейсмические профили с хорошим (а), удовлетворительным (б) и плохим (в) качеством полевого материала

Рис. 4. Карта вероятностей принадлежности точек площади локальному поднятию (Сурдынское поднятие)

экстремумам соседних фаз, заданному в масштабе глубин. При моделировании случайных реализаций истинной геологической поверхности это неизбежно приведет к уменьшению вероятности существования на моделируемом участке локального поднятия.

Проиллюстрируем сказанное следующим примером. На рис. 3 представлена построенная по сейсмическим данным структурная карта отражающего горизонта У на Сурдынской площади в Пермской области. Выделяемое на карте локальное поднятие не подтвердилось разведочным бурением. Оценка достоверности, приведенная без учета возможных погрешностей корреляции, не дает никакой дополнительной информации к структурной карте. Линии

равных значений функции достоверности практически повторяют форму изолиний глубин истинной сейсмической поверхности. В соответствии со схемой качества полевого материала на площади имеются участки, где отражение отсутствует и можно предположить поэтому здесь переход на фазу. На этих участках было увеличено значение дисперсии измерений глубин на квадрат расстояния между экстремумами соседних фаз в масштабе глубин, т. е. примерно на  $(40 \text{ м})^2$ . Рассчитанная с такими значениями дисперсии функция достоверности представлена на рис. 4. Как видно из рис. 4, наблюдается полное соответствие между рельефом истинной геологической поверхности и функцией достоверности. Зона с максимальным значением вероятности принадлежности точек площади локальному поднятию располагается около приподнятого участка по данным бурения.

Таким образом, вероятностные способы оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным позволяют количественно учесть даже такие систематические погрешности, как погрешности корреляции, которые не поддаются учету при обычных способах оценки надежности сейсмических поднятий.

В заключение подведем итоги.

1. Статистические характеристики систематических погрешностей сейсморазведки являются важной частью информационной базы для получения оценок достоверности структурных построений с помощью вероятностных методов.

1. Наиболее хорошие оценки этих характеристик могут быть получены с помощью статистической обработки объектов обучения.

3. При ограниченном числе объектов обучения более или менее уверенно можно оценить лишь математическое ожидание систематических погрешностей и верхний предел их дисперсии.

4. При отсутствии объектов обучения определение статистических характеристик систематических погрешностей может быть осуществлено только на вероятностном уровне.

5. Вероятностный подход к оценке достоверности структурных построений по сейсмическим данным позволяет количественно учесть наиболее трудно выявляемые погрешности корреляции и отождествления отраженных волн по площади.

#### 3.4. МЕТОДИКА РАЙОНИРОВАНИЯ ТЕРРИТОРИЙ, ИЗУЧАЕМЫХ СЕЙСМОРАЗВЕДКОЙ, ПО ТИПАМ ПОГРЕШНОСТЕЙ МОДЕЛИ ИНТЕРПРЕТАЦИИ

При построении исходной модели (3.1.4) учета погрешностей сейсморазведки выдвигалось условие, что поля погрешностей  $\Delta_i(x, y)$  на объектах обучения рассматриваются как реализации некоего случайного процесса. Указанное условие обусловлено характером этих погрешностей и предполагает однородность исследуемой области с точки зрения физической природы погрешностей.

Так как территории, изучаемые сейсморазведкой, в этом смысле заведомо неоднородны, необходимо их районирование на отдельные области с различной природой погрешности модели интерпретации. Имеется в виду, что в этих областях совокупности полей погрешностей являются реализациями случайных процессов, статистические характеристики которых значимо различны для каждой области.

Для районирования территорий по типам полей погрешностей сейсморазведки необходимо решение следующих основных задач:

- анализ геолого-геофизической информации в пределах исследуемой территории с целью выбора объектов обучения;

- разработка методики анализа геолого-геофизических материалов на объектах обучения с целью построения полей погрешностей сейсморазведки;

- классификация полей погрешностей;

- разработка критериев оценки правильности классификации полей погрешностей;

- проведение границ зон с различными типами полей погрешностей.

Рассмотрим подробно решение каждой из перечисленных задач.

1. Будем считать, что в пределах исследуемой территории имеется некоторое количество локальных площадей, на которых получена информация о глубинном геологическом строении по данным детальных сейсмических исследований и глубокого разведочного бурения. В соответствии с условиями выбранной модели (3.1.4) и общегеологической информации в качестве объектов обучения мы можем использовать только те из локальных площадей, которые отвечают следующим требованиям.

1. На площади должны быть проведены сейсмические исследования и пробурены разведочные скважины до соответствующего отражающего горизонта в таком объеме и с такой степенью детальности, которые позволяют получить по этой площади истинную сейсмическую  $h(x, y)$  и отождествляемую с ней истинную геологическую  $H(x, y)$  поверхность с определенной, наперед заданной точностью. Такое условие предъявляет достаточно жесткие требования к качеству проведения сейсмических и буровых работ. В первую очередь это относится к густоте сети сейсмических профилей и количеству разведочных скважин. Как показывает практика, необходимо отбраковывать локальные площади, где пробурено менее 4—6 скважин, поскольку на таких площадях, как правило, невозможно определить с приемлемой точностью истинную геологическую поверхность. Густота сети сейсмических профилей должна по возможности превышать 1,2—1,5 км/км<sup>2</sup>, чтобы обеспечить построение истинной сейсмической поверхности с точностью не меньшей, чем точность, с которой строится поверхность геологическая.

2. Совокупность используемых для анализа объектов обучения должна являться представительной выборкой из генеральной совокупности объектов обучения. Применительно к условиям решаемой нами задачи это означает следующее. Поскольку мы ищем статистические закономерности в характере отображения по материалам сейсморазведки геологических горизонтов, совокупность объектов обучения на исследуемой территории должна освещать все особенности этого отображения. Как показывает практика, например, выявленной сейсморазведкой антиклинальной складке определенной амплитуды могут соответствовать самые разнообразные реальные структурные формы — антиклинальные складки с существенно другой амплитудой и со смещенным в пространстве относительно сейсмических данных сводом, структурные носы различной конфигурации, наконец, отсутствие антиклинального перегиба слоев. Среди рассматриваемых объектов обучения описанные ситуации, типичные для изучаемой территории, должны быть представлены. Как правило, выполнение этого требования вызывает наибольшие трудности. Дело в том, что из всех подготовленных сейсморазведкой к глубокому бурению структур разбуриваются только те, на которых из первых скважин получен приток углеводородов. При отсутствии притока или при установлении факта неподтверждения сейсмического поднятия бурение обычно прекращается. Таким образом, большинство площадей, на которых по данным бурения может быть построена истинная геологическая поверхность, характеризует практически одну ситуацию: удовлетворительное совпадение данных сейсморазведки и бурения. Очевидно, что использование только таких площадей в качестве объектов обучения приведет к определенной тенденциозности и не будет характеризовать общие закономерности отображения сейсморазведкой геологических границ.

Однако в пределах хорошо изученных бурением и сейсморазведкой районов имеется немало случаев, когда поднятие, выявленное сейсморазведкой, не подтверждается, но нефтяная залежь имеется (например, в ловушках несводового типа). Такая площадь, естественно, разбуривается, и случайное совпадение месторождения с ложным сейсмическим поднятием дает возможность получить в качестве объектов обучения и участки с резким несоответствием данных сейсморазведки и бурения.

3. Из общего числа площадей следует исключить такие, где сейсмическим исследованиям предшествовало бурение нескольких скважин, так как в этом случае структурная карта по сейсмическим данным практически всегда строится с учетом результатов бурения и не дает поэтому объективной информации о погрешностях сейсморазведки.

4. На каждом объекте обучения должны непрерывно прослеживаться изучаемой отражающей и соответствующий ему геологический горизонты. Здесь необходимо отметить два момента. Во-первых, непрерывность прослеживания обязательна для гарантии

того, что в пределах объекта обучения отсутствуют погрешности корреляции отражающего горизонта, и расхождение между данными сейсморазведки и бурения вызвано только погрешностями модели интерпретации. Во-вторых, непрерывность прослеживаения не обязательно должна сохраняться в пределах всей исследованной сейсморазведкой площади, а лишь на тех ее участках, где имеется глубокое бурение. Как будет показано ниже, при определении статистических характеристик систематических погрешностей такие участки тоже могут быть использованы.

5. Привлекаемые для построения полей погрешностей площади должны характеризовать погрешности сейсмических структурных построений в пределах всех основных тектонических элементов исследуемой территории. Это требование не является обязательным и выдвигается с целью получения статистических характеристик погрешностей моделирования, по возможности во всех районах изучаемой территории. Кроме того, может оказаться возможным установление вида зависимости (если таковая имеется) между характером погрешностей моделирования на какой-либо площади и ее тектонической принадлежностью, что поможет при выяснении физической природы этих погрешностей.

6. Требования, предъявляемые к форме истинной сейсмической поверхности на объектах обучения, определяются выбором той или иной модели учета систематических погрешностей. Для модели (3.1.4) истинная сейсмическая поверхность должна представлять собой локальное поднятие. Это требование вызвано той особенностью модели (3.1.4), что она предусматривает качественное единообразие объектов обучения для возможности их последующей совместной обработки.

Для моделей (3.2.6) и (3.2.9) вид формы истинной сейсмической поверхности не играет принципиальной роли.

II. Методика обработки объектов обучения с целью определения статистических характеристик систематических погрешностей определяется выбором модели учета этих погрешностей. Рассмотрим общие принципы обработки объектов обучения для каждой из моделей (3.1.4), (3.2.6) и (3.2.9).

1. Применительно к модели (3.1.4) для построения полей погрешностей на каждом объекте обучения выбирается система координат так, чтобы оси координат совпадали соответственно с большой и малой осями сейсмической структуры, а начало координат совпадало бы с точкой пересечения этих осей.

Разобьем на объекте обучения ортогональную решетку таким образом, чтобы начало координат совпадало с центром решетки и потребуем, чтобы размеры решетки были одинаковы на всех объектах обучения. Выберем эти размеры достаточно большими так, чтобы внутри нее размещалось не только максимальное по геометрическим размерам в пределах исследуемой территории поднятие, выявленное сейсморазведкой, но и его периклинальные области. Расстояние между узлами должно быть таким, чтобы по заданной

дискретной совокупности точек истинная сейсмическая поверхность восстанавливалась с требуемой точностью. Следует отметить, что излишняя плотность узлов решетки приведет к неоправданным затратам времени на вычисление и дальнейшую обработку полей погрешностей.

Форма решетки принципиально может быть любой, однако для удобства последующей обработки полей погрешностей целесообразно использовать квадратную решетку. Стороны решетки могут быть ориентированы произвольно, однако, если известно, что в районе исследования структурные элементы по данным бурения смещаются относительно таковых по сейсмическим данным в направлении, связанном с направлением осей поднятий, то разумно стороны решетки ориентировать параллельно осям координат. При такой ориентировке сторон решетки поверхности полей погрешностей получаются более подобными друг другу.

В случае, когда каких-либо закономерностей в смещениях схем относительно одна другой не обнаружено, на всех объектах обучения стороны решетки ориентируются произвольно, сохраняя при этом одинаковую ориентировку на каждом объекте обучения. Последнее требование объясняется следующим обстоятельством. Как уже указывалось выше, искомые статистические характеристики погрешностей модели интерпретации вычисляются по совокупности полей погрешностей сейсморазведки, для чего эти поля совмещаются таким образом, чтобы совпали начала координат и узлы дискретной решетки. Это может быть обеспечено при условии одинаковой ориентировки сторон решетки на каждом объекте обучения.

Разности между значениями глубин до сейсмической и отождествляемой с ней геологической поверхностями определяются в точках заложения глубоких скважин.

Значения разностей в каждом узле решетки определяются путем линейной интерполяции между значениями разностей в точках заложения глубоких скважин. Здесь необходимо отметить следующее.

Как правило, количество скважин на объектах обучения ограничено. Лишь в наиболее благоприятных случаях удается построить карту равных погрешностей сейсморазведки для всей выбранной решетки. На большинстве же объектов обучения карта строится лишь на отдельных участках. Значения разностей (погрешностей) можно определить при этом только путем интерполяции между значениями в точках заложения скважин.

Экстраполяция, безусловно, исключается, поскольку она может привести к грубым искажениям полей погрешностей.

2. Применительно к модели (3.2.6) обработка объектов обучения заключается в построении графика зависимости  $H(x, y) = f[h(x, y)]$ . Для этого на каждом объекте обучения в точках, где имеются глубокие скважины, определяются центрированные значения глубин залегания изучаемой геологической поверхности



по данным сейсморазведки и бурения. Центрирование осуществляется по стандартной формуле

$$H_l(x, y)_ц = H_l(x, y) - \frac{\sum_{i=1}^k H_l(x, y)}{k}, \quad (3.4.1)$$

где  $k$  — количество глубоких скважин на  $l$ -м объекте обучения.

Центрированные значения глубин  $H_l(x, y)_ц$  и  $h_l(x, y)_ц$  по совокупности объектов обучения выносятся на график  $H(x, y) = \int [h(x, y)]$ .

3. Применительно к модели (3.2.9) обработка объектов обучения выполняется аналогично описанной в п. 1. Разница заключается только в ориентировании решетки и ее размерах. Модель с использованием двумерной функции взаимной корреляции допускает произвольные размеры решетки на каждом объекте обучения. Необходимо лишь единообразная ориентировка координатных осей относительно сторон света. При этом ориентировка координатных осей на каждом объекте обучения относительно осей выделенного на нем структурного элемента не играет роли.

III. Если в пределах исследуемой территории сейсмогеологические условия существенно меняются, естественно предположить, что в разных ее частях погрешности моделирования вызываются различными физическими причинами, и, следовательно, поля погрешностей подчиняются разным закономерностям. Классификацию полей погрешностей по виду этой закономерности можно осуществить, сравнивая поля между собой.

Если какая-либо группа полей погрешностей в самом деле имеет одинаковую физическую природу, то поля погрешностей в этой группе должны обладать, по-видимому, некоторыми общими признаками. В качестве таких признаков нами выбраны следующие.

1. Сложность полей погрешностей. Она характеризуется количеством экстремумов в пределах поля, степенью изрезанности линий равных погрешностей, определяемой их кривизной, максимальным перепадом значений погрешностей для данного поля и т. д. Естественно, что перечисленные параметры определяются природой погрешностей и позволяют классифицировать изучаемые объекты на качественном уровне. Сложность полей погрешностей является необходимым, но недостаточным признаком классификации. Можно представить ситуацию, когда действие двух существенно различных причин приведет к визуально одинаковому виду полей погрешностей по степени сложности. Поэтому указанная характеристика используется для предварительного анализа совокупности полей погрешностей.

2. Эмпирическая функция плотности распределения погрешностей. Эта функция получается путем усреднения соответствующей одномерной гистограммы погрешностей. Принципы построения

гистограмм хорошо известны [30], отметим лишь, что на всех объектах обучения количество разрядов и особенно их ширина должны выбираться одинаковыми.

Функция плотности распределения по своему физическому смыслу позволяет выявить такие отличия в полях погрешностей, как интенсивность отдельных экстремумов, основные интервалы значений погрешностей на данном объекте обучения, характер распределения погрешностей и т. д. Кроме того, функция плотности распределения является более общим признаком поля, поскольку она характеризует не отдельные детали строения, а все поле в целом. В то же время вид функции плотности распределения не позволяет оценить степень взаимной зависимости погрешностей, а этот параметр является очень важным при классификации этих полей. Для его учета привлекается еще одна характеристика — функция автокорреляции.

3. Функция автокорреляции позволяет разделять поля погрешностей по степени взаимной зависимости погрешностей, характеризуемой радиусом корреляции. Способ расчета функции автокорреляции для двумерных полей принципиально не отличается от изложенного выше способа расчета функции автокорреляции случайного процесса. Отметим лишь, что функция автокорреляции является характеристикой крайне неустойчивой и при ограниченном количестве исходного материала может определяться с принципиальными погрешностями. Поэтому при ее вычислении должны использоваться только поля погрешностей, заданные не менее чем 80—100 точками.

Естественно предположить, что отдельные характеристики полей погрешностей в пределах выделяемой группы объектов обучения коррелируются между собой, т. е. данному виду функции плотности распределения соответствует определенный вид функции автокорреляции и определенная сложность полей погрешностей. Поэтому процесс разделения объектов обучения на отдельные группы сводится по существу к классификации этих объектов по какой-либо одной характеристике, с последующей корректировкой объектов, попавших в переходные зоны по различию в других характеристиках.

IV. После того как объекты обучения классифицированы и объединены в группы, необходимо определить, насколько верна классификация. В качестве критерия надежности проведенной классификации можно использовать корреляционную функцию, дисперсию и математическое ожидание. Близкие значения между статистическими характеристиками, определяемыми в каждой группе по всей совокупности объектов обучения и по случайным выборкам объектов в группе, позволяют считать, что в пределах группы объекты классифицированы правильно. В то же время значимые различия статистических характеристик отдельных групп объектов обучения свидетельствуют о том, что разделение погрешностей в пределах исследуемой территории проведено надежно.

При оценке правильности классификации по указанным выше критериям может оказаться, что статистические характеристики некоторой случайной выборки в пределах одной группы объектов обучения значимо отличаются от аналогичных характеристик других случайных выборок. Такую выборку следует рассматривать как самостоятельную группу, а объекты обучения, оказавшиеся и в этой, и в других выборках, следует отнести к той или другой группе способом проб и ошибок.

Оценку статистических характеристик случайного процесса в каждой выделенной группе объектов обучения можно вычислить по формулам<sup>1</sup> (3.2.2), (3.2.3), (3.2.4). При этом необходимо помнить, что при достаточно большом расстоянии между точками решетки количество пар значений погрешностей, снимаемых для всех используемых при расчетах полей погрешностей, становится невелико. Это может привести к незакономерным флуктуациям коэффициента корреляции, что существенно затруднит анализ полученных результатов. Для выделения уверенно определяемых участков корреляционной функции и отбраковки случайных отклонений необходимо использовать совместный анализ графиков корреляционной функции, построенных по прямым и диагональным ходам. При достаточном количестве пар точек эти графики, естественно, должны совпадать.

V. Все рассмотренные выше характеристики полей погрешностей и критерии правильности их классификации могут быть использованы только для разделения объектов обучения на отдельные группы с близкими статистическими характеристиками погрешностей моделирования. Чтобы провести границы зон, соответствующих выделенным группам объектов обучения, необходимо привлечь дополнительную геолого-геофизическую информацию, которая позволила бы выделить однородные по типу полей погрешностей моделирования области в пределах исследуемой территории. Такая информация может содержаться в схемах тектонического районирования территории, картах и схемах сейсмогеологического районирования, картах естественных геофизических полей и т. д. Необходимо установить зависимость между статистическими характеристиками погрешностей моделирования в выделенных группах объектов обучения и тектоническими, или сейсмогеологическими, или другими условиями на основании соответствующих карт и схем районирования. После этого по границам зон с одинаковыми характеристиками можно провести границы зон с одинаковыми типами полей погрешностей.

Следует подчеркнуть, что в каждой выделенной зоне имеются оценки статистических характеристик систематических погрешно-

<sup>1</sup> Значимость различия статистических характеристик для отдельных групп объектов обучения и близость их значений в группе оцениваются существующими способами оценка статистических совокупностей наблюдений при наперед заданном уровне значимости [3]

стей: математическое ожидание, величина дисперсии и нормированная корреляционная функция. Указанные характеристики позволяют оценить ошибки модели интерпретации на любой входящей в данную зону площади, исследованной сейсморазведкой, но еще не проверенной глубоким разведочным бурением (объект изучения).

При использовании модели (3.2.9) районирование по типам полей погрешностей необходимо заменить районированием по типам функции взаимной корреляции между истинной сейсмической и геологической границами для исследуемого отражающего горизонта.

Для районирования территорий по типам ФВК удобно воспользоваться уже описанной методикой районирования по типам полей погрешностей, которые представляют собой разность между отметками глубин до отражающей границы и соответствующей ей геологической границы.

Как известно, автокорреляционная функция разности двух случайных функций  $K [H(x, y) - h(x, y)]$  связана с их автокорреляционными функциями  $KH(x, y)$  и  $Kh(x, y)$  следующим соотношением:

$$K [H(x, y) - h(x, y)] = KH(x, y) + Kh(x, y) - 2R(\tau), \quad (3.4.2)$$

где  $R(\tau)$  — функция взаимной корреляции между указанными границами.

В результате районирования по типам полей погрешностей нам будет известна функция  $K [H(x, y) - h(x, y)]$  для зон с различными типами этих полей. Определив в каждой зоне  $KH(x, y)$  и  $Kh(x, y)$ , по имеющемуся ансамблю структурных карт, построенных по данным сейсморазведки, и бурения, можно по формуле (3.4.2) получить оценку ФВК для данной зоны.

Таким образом, схемы районирования по типам полей погрешностей автоматически являются и схемами районирования по типам ФВК, границы зон с различными типами полей погрешностей являются границами зон с различными типами ФВК.

Отметим, что оценку ФВК можно рассчитать и не по формуле (3.4.2), а непосредственно с помощью выражения (3.2.10). Это даст возможность проверить правильность проведенного районирования, о чем будет свидетельствовать тождественное равенство левой и правой частей выражения (3.4.2).

### 3.5. ПРАКТИЧЕСКИЕ РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ СИСТЕМАТИЧЕСКИХ ПОГРЕШНОСТЕЙ СЕЙСМОРАЗВЕДКИ ДЛЯ НЕКОТОРЫХ НЕФТЕГАЗОНАСОСНЫХ ПРОВИНЦИЙ СОВЕТСКОГО СОЮЗА

Описанные выше принципы расчета статистических характеристик систематических погрешностей сейсморазведки были реализованы при обработке объектов обучения в Волго-Уральской нефте-

газоносной провинции и на территории Северного Предкавказья. Различие в полноте исходной геологической информации предопределило и разницу в полученных оценках характеристик погрешностей для исследованных отражающих горизонтов. Наибольшее количество объектов обучения и наиболее полные на них материалы бурения имеются для оценки фактической точности обычных модификаций метода отраженных волн (однократное профилирование). Причем и здесь для более глубокозалегающих горизонтов объектов обучения существенно меньше, чем для мелких. Что же касается метода общей глубинной точки (МОГТ), то до последнего времени практически вообще отсутствовали данные о фактической точности построения геологических границ по его материалам. Полученные в 1975—1979 гг. результаты сопоставления структурных построений по МОГТ и бурению позволяют оценить погрешности этого метода только в рамках модели (3.2.6). Для обычных модификаций МОВ оценка статистических погрешностей выполнена по моделям (3.1.4) и (3.2.9), позволяющим получать двумерные характеристики этих погрешностей — функции авто- и взаимной корреляции.

Рассмотрим основные результаты оценки точности МОВ и МОГТ для двух указанных выше регионов.

Поля погрешностей сейсморазведки МОВ изучались на 234 объектах обучения на платформенной части Волго-Уральской провинции по основным отражающим горизонтам: горизонту У, отождествляемому с геологической границей в отложениях карбона, и горизонту Д, отождествляемому с геологической границей в терригенных отложениях девона. В пределах изучаемой территории общее число объектов обучения по горизонту У составило 146, а по горизонту Д—88. На этих участках проведены сейсмические исследования и пробурены глубокие разведочные скважины в таких объемах, которые удовлетворяют требованиям, предъявляемым к детальности сейсмических и буровых работ на объектах обучения. Участки расположены практически во всех изучаемых сейсморазведкой областях платформенной части Волго-Уральской провинции и характеризуют погрешности сейсмических структурных построений в пределах ее основных тектонических элементов: сводов, платформенных впадин, прогибов и склонов.

По данным сейсморазведки на всех изучаемых участках выделены локальные поднятия различных размеров и амплитуд. По данным бурения, этим поднятиям соответствуют самые разнообразные структурные формы геологических границ, вплоть до отсутствия антиклинального перегиба слоев.

Учитывая максимальные размеры ( $3 \times 4$  км) сейсмических поднятий, площадь решетки, в узлах которой рассчитывались погрешности моделирования сейсморазведки, была выбрана  $5 \times 5$  км с расстоянием между узлами 250 м. Стороны решетки ориентировались параллельно большой и малой осям сейсмического поднятия, центр решетки совмещался с пересечением осей.

Необходимо отметить, что на большинстве объектов обучения число и расположение пробуренных скважин не обеспечивало построения структурной карты изучаемой геологической границы с требуемым сечением (5 м) для всей площади решетки. Поэтому на таких объектах поля погрешностей определялись на участке решетки в окрестностях пробуренных скважин. Эти участки составляют от  $\frac{1}{2}$  до  $\frac{2}{3}$  общей площади решетки. Как показала специальная проверка, основные свойства полей погрешностей (сложность поля, функция плотности распределения погрешностей, автокорреляционная функция) незначимо отличаются для таких крупных

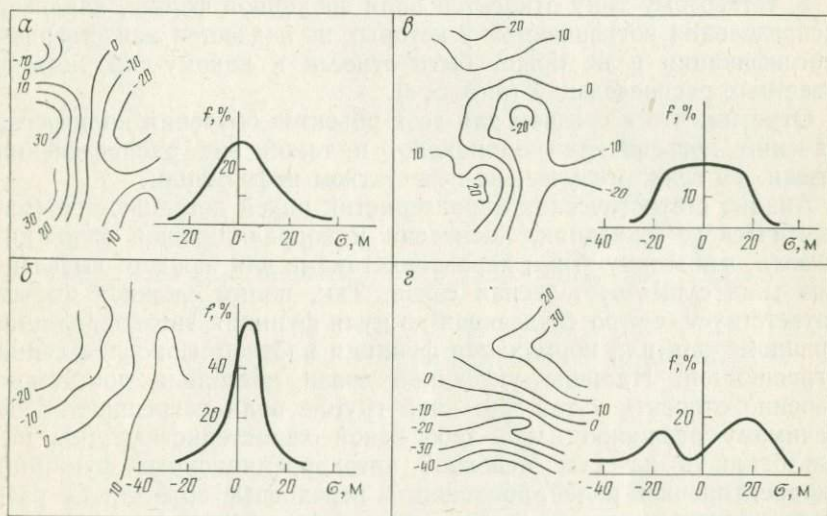


Рис. 5. Типы полей погрешностей (в м) и соответствующие им функции плотности распределения погрешностей

частей объекта обучения и для всего объекта в целом. Поэтому отмеченные ограничения геологической информации не сказались существенно при дальнейшей обработке материалов.

По каждому объекту обучения строились функции плотности распределения погрешностей и автокорреляционные функции. Их анализ в сочетании с характером сложности поля погрешностей позволил разделить все имеющиеся в распоряжении объекты обучения на четыре группы по типам полей погрешностей соответственно для отражающих горизонтов У и Д.

К первому типу отнесены сложные по форме поля погрешностей с распределением, близким к нормальному, причем амплитуда максимума существенно ниже 50 % от общего количества значений погрешностей. Радиус корреляции погрешностей не превышает 500—700 м (рис. 5, а).

Ко второму типу отнесены поля также с близким к нормальному распределением погрешностей, но в этой группе амплитуда максимума значительно превышает 50 % от общего количества значений погрешностей.

Кроме того, поля этой группы имеют спокойную форму, практически без экстремумов, функция автокорреляции пологая, радиус корреляции погрешностей значительно превышает 1500—1700 м (рис. 5, б).

К третьему типу отнесены сложные по форме поля погрешностей с квазиравномерным распределением. Радиус корреляции погрешностей не превышает 500 м (рис. 5, в).

К четвертому типу относятся поля спокойной формы, характер распределения погрешностей у которых не поддается качественной классификации и не может быть отнесен к какому-либо классу известных распределений (рис. 5, г).

Отметим, что в среднем для всех объектов обучения количество значений погрешностей одинаково, и такой вид распределения вызван, во всяком случае, не недостатком информации.

Анализ статистических характеристик полей погрешностей (математического ожидания, дисперсии и корреляционной функции) показал, что между этими характеристиками для каждого выделенного типа существует тесная связь. Так, полям сложной формы соответствует быстро спадающая до нуля функция автокорреляции и равномерная или нормальная функция плотности распределения погрешностей. Наличие указанной связи позволило достаточно уверенно относить к той или иной группе поля погрешностей по значимому различию какой-либо одной характеристики (мы использовали в качестве основной автокорреляционные функции) с корректировкой полей, попавших в переходные области, по различию других характеристик.

Для различных групп полей погрешностей статистические характеристики (особенно корреляционная функция и дисперсия), естественно, должны быть значимо различны. Указанное обстоятельство позволяет использовать статистические характеристики случайного процесса как критерий правильности разделения полей погрешностей на отдельные группы. На рис. 6 представлены графики корреляционной функции различных групп полей погрешностей для отражающего горизонта Д. При рассмотрении графиков обращают на себя внимание следующие факты.

1. Корреляционные функции оказываются одинаковыми для отдельных выборок из фиксированной группы полей погрешностей, причем, участки, для которых рассчитывались эти корреляционные функции, зачастую удалены друг от друга на расстоянии в сотни километров. Это свидетельствует, во-первых, об однородности групп, следовательно, о правильности проведенной классификации, во-вторых, о действительном наличии региональных закономерностей в характере погрешностей сейсморазведки на различных локальных участках.

2. Корреляционные функции для отдельных групп полей погрешностей значительно отличаются друг от друга по обоим отражающим горизонтам.

Следует отметить, что в первоначальных вариантах классификации из-за наличия некоторого количества полей погрешностей с неоднозначным отношением к тому или иному типу, различия по

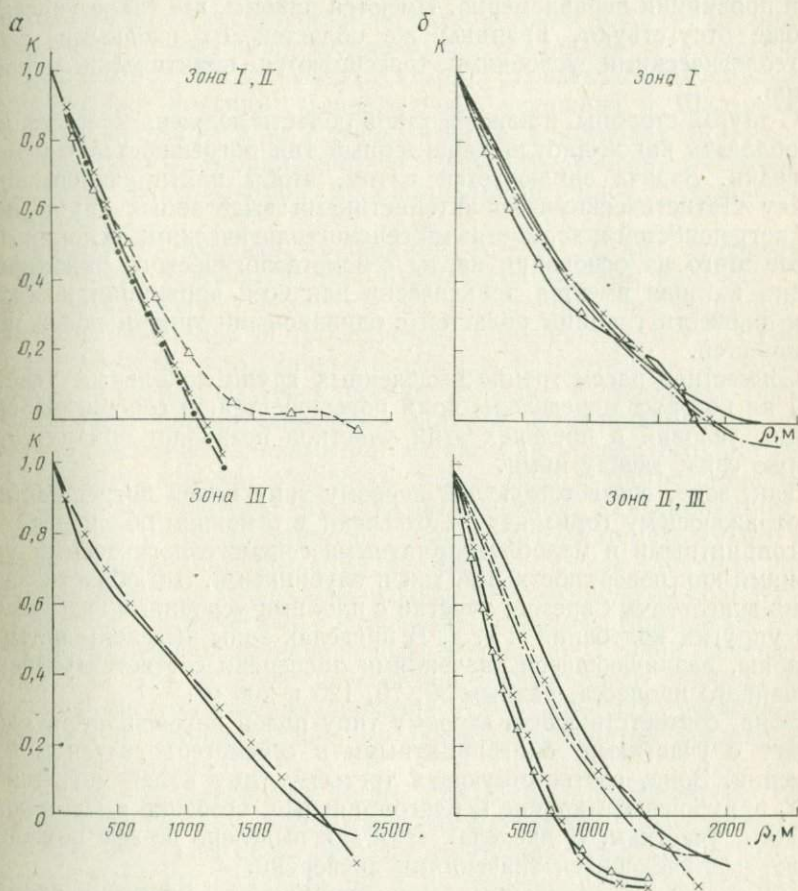


Рис. 6. Графики корреляционной функции групп полей погрешностей  
а — отражающий горизонт Д; б — отражающий горизонт У

всем группам удалось добиться не сразу (особенно в Куйбышевской области). Неклассифицируемые поля погрешностей разносились по группам методом подбора с обязательной последующей корректировкой по виду графика корреляционной функции.

Таким образом, анализ статистических характеристик отдельных групп позволяет считать, что классификация по типам полей погрешностей проведена правильно.



Для районирования всей территории Волго-Уральской нефтегазоносной провинции по выделенным типам полей погрешностей были привлечены карты районирования этой территории по сейсмогеологическим условиям (как поверхностным, так и глубинным), так как участки, на которых представилась возможность рассчитать поля погрешностей, распределены в пределах Волго-Уральской провинции неравномерно. Имеются районы, где такие участки вообще отсутствуют. Границы же областей со сходными сейсмогеологическими условиями трассируются практически непрерывно.

С другой стороны, в каждой такой области должен, естественно, преобладать какой-нибудь характерный тип погрешностей сейсморазведки. Задача заключается в том, чтобы найти зависимость между статистическими характеристиками выделенных групп полей погрешностей и конкретными сейсмогеологическими условиями. После этого на основании карты сейсмогеологического районирования, которая имеется практически для всей провинции, необходимо провести границы областей с одинаковыми типами полей погрешностей.

Совместное рассмотрение выделенных групп локальных участков, на которых определены поля погрешностей, и сейсмогеологических условий в пределах этих участков позволяет обнаружить тесную связь между ними.

Так, зоне, соответствующей первому типу полей погрешностей по отражающему горизонту У, отвечают в основном области с неблагоприятными и малоблагоприятными сейсмогеологическими условиями как поверхностными, так и глубинными. Это области развития донеогенных врезов, участки с плохими условиями возбуждения упругих колебаний и т. д. В пределах зоны выделены четыре подзоны, различающиеся значениями дисперсии соответствующего случайного процесса, равным 30, 70, 120 и 200 м<sup>2</sup>.

Зона, соответствующая второму типу полей погрешностей, совпадает с участками, благоприятными в сейсмогеологическом отношении. Зона, соответствующая третьему типу полей погрешностей, приурочена к крайне неблагоприятным, особенно в Пермской области, участкам. В пределах этих зон выделено по две подзоны также различающиеся значениями дисперсий.

На основании отмеченных закономерностей составлена схематическая карта районирования территории платформенной части Волго-Уральской нефтегазоносной провинции по типам полей погрешностей для отражающих горизонтов У (рис. 7) и Д (рис. 8).

Большее количество исходного фактического материала предопределило большую информативность карты по отражающему горизонту У. На карте выделяются упомянутые зоны, отличающиеся значимо различным характером корреляционной функции соответствующего случайного процесса. Границы зон протрассированы в соответствии с картой сейсмогеологического районирования, составленной по материалам геофизических трестов Пермнефтегео-

физика, Башнефтегеофизика, Татнефтегеофизика, Куйбышевнефтегеофизика.

Совместный анализ карты районирования по типам полей погрешностей по отражающему горизонту У и схемы тектонического районирования платформенной части Волго-Уральской провинции обнаруживают определенные закономерности в соответствии выделенных зон и крупных тектонических элементов. Зона II и близкая к ней по статистическим характеристикам зона III в основном совпадают с внутриплатформенными впадинами и седловинами, разделяющими своды (Бузулукская, Сергиевско-Абдулинская и Мелекесская впадины, Сарайлинская седловина и Шалымо-Сылвенский прогиб). Зона I располагается в пределах Жигулевско-Оренбургского, Башкирского и Пермского сводов, частично захватывая юго-восточной моноклинальный склон Русской платформы.

Интересно отметить, что подзоны Ia—Iв (см. рис. 7) совпадают с восточным рукавом Камско-Кинельской системы прогибов, хотя по отражающему горизонту У на этой территории указанная система практически не выделяется. Отмеченный факт позволяет предположить, что причины, влияющие на погрешности структурных построений по сейсмическим данным, в отдельных районах обусловлены такими факторами, которые до сих пор никак не учитывались сейсморазведчиками при составлении модели интерпретации.

Заметим, что для обработки наблюдений в соответствии с моделью (3.1.4) не требуется предварительной классификации погрешностей ни по их природе, ни по способу математического описания. Такая классификация требовалась лишь для того, чтобы описать класс погрешностей, играющих существенную роль в окончательных сейсмических построениях, которые невозможно учесть без определенной априорной информации, полученной на объектах обучения. Что же касается выяснения физических причин, вызывающих систематические погрешности в пределах региона или района, то данная задача не является предметом исследования в данной работе.

Карта районирования Волго-Уральской провинции по типам полей погрешностей по отражающему горизонту Д более схематична (см. рис. 8). Из-за практического отсутствия участков, на которых можно было бы получить поля погрешностей, не исследованной осталась территория Пермской области и северная часть Башкирской АССР. Однако выделенная по отражающему горизонту У связь типов полей погрешностей с основными тектоническими элементами сохраняется и на этой карте. Так, зона I совпадает с центральной частью Камско-Кинельской системы прогибов, а зоны II и III — с краевыми частями этой системы. Причем, в отличие от погрешностей по горизонту У, физическая природа погрешностей по горизонту Д в этом случае более понятна.

Интересно отметить, что участки, где определены поля погрешностей, на территории Татарской АССР, объединяемые в одну зону

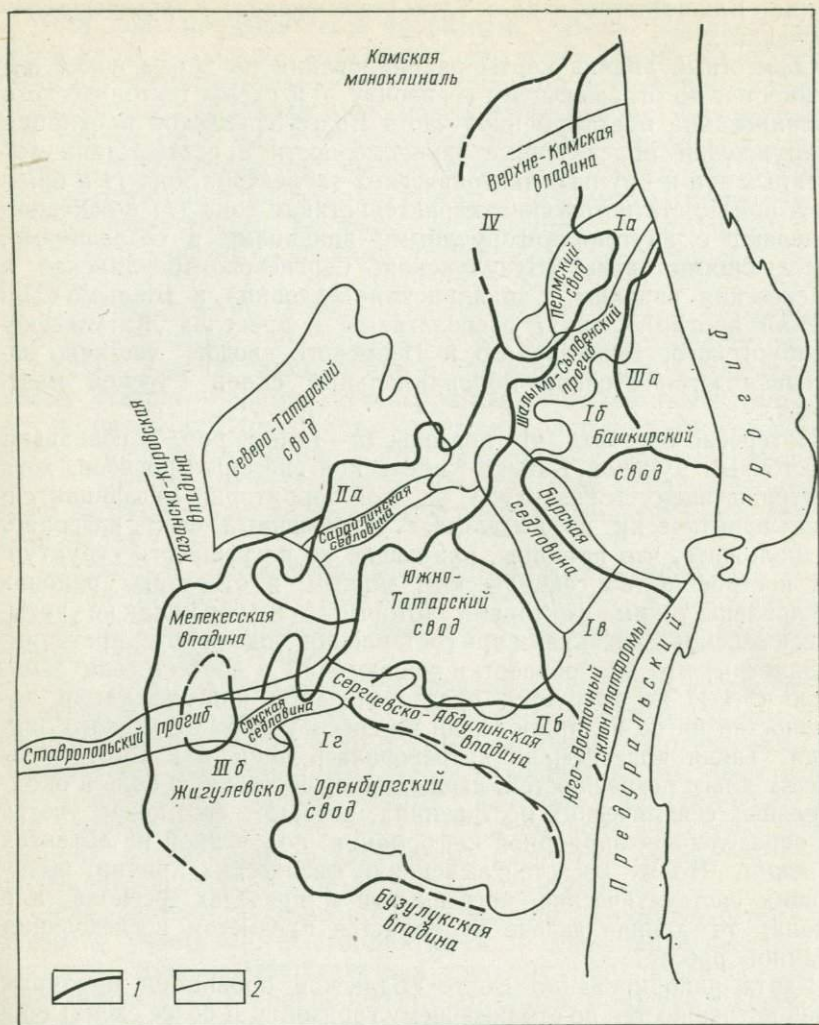


Рис. 7. Схема районирования Волго-Уральской провинции по типам полей погрешностей (отражающий горизонт У)  
 1 — границы зон с близким типом полей погрешностей; 2 — границы крупных тектонических элементов

по отражающему горизонту У, разделяются на две, резко различные по статистическим характеристикам зоны по горизонту Д. Обратная картина наблюдается для объектов обучения на территории Башкирской АССР, хотя здесь это может быть связано с недостатком исходного материала по отражающему горизонту Д.

В табл. 1 приведены значения дисперсии для отдельных зон и коэффициента корреляции  $r$  функции  $r^2$ , которой аппроксимировались фактические функции автокорреляции. Незначительная

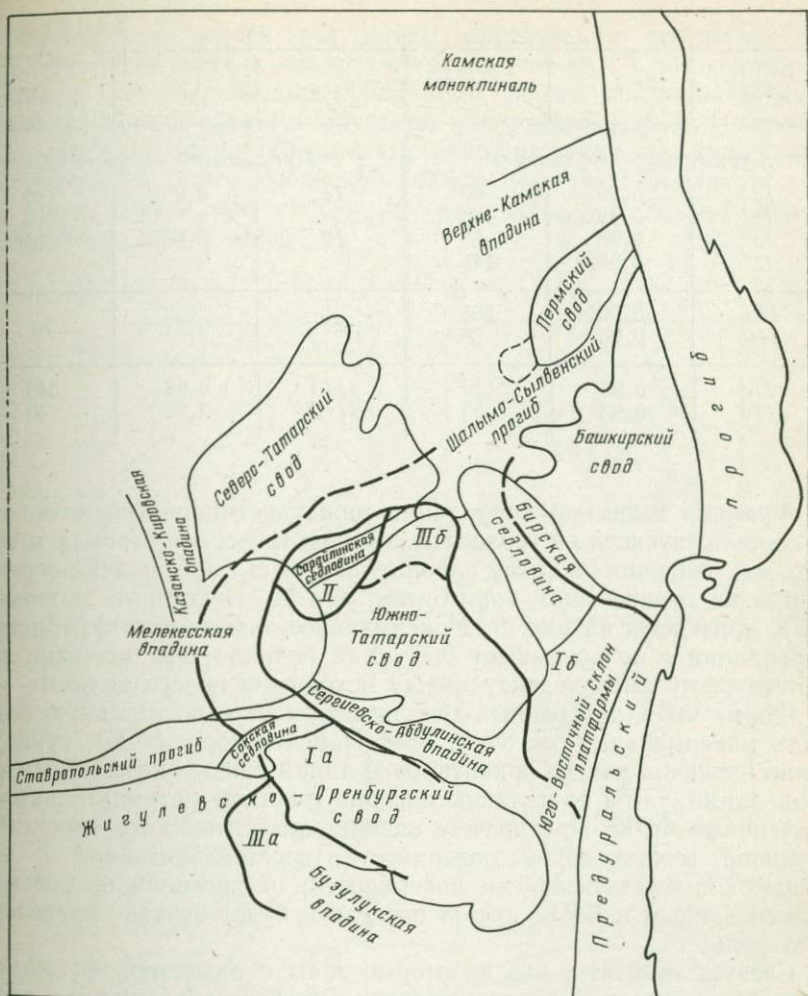


Рис. 8. Схема районирования Волго-Уральской провинции по типам полей погрешностей (отражающий горизонт Д)  
Условные обозначения см. на рис. 7

разница в значениях коэффициента  $r$  не должна смущать — получаемые при оценке достоверности с помощью автокорреляционных функций варианты истинной геологической поверхности существенно отличаются по своему частотному составу при изменении величины  $r$  на 0,01.

Рассмотрим некоторые количественные результаты районирования Волго-Уральской провинции по типам ФВК для сейсморазведки МОВ.

Таблица 1

Зона	$r$	$D$	Зона	$r$	$D$
Отражающий горизонт У			Отражающий горизонт Д		
<i>Ia</i>	0,98	65	<i>Ia</i>	0,96	230
<i>Iб</i>	0,98	100	<i>Iб</i>	0,96	310
<i>Iв</i>	0,98	50			
<i>Iг</i>	0,98	145			
<i>IIa</i>	0,96	255	<i>II</i>	0,97	70
<i>IIб</i>	0,96	50			
<i>IIIa</i>	0,93	140	<i>IIIa</i>	0,98	340
<i>IIIб</i>	0,93	80	<i>IIIб</i>	0,98	40

Функция взаимной корреляции между истинной сейсмической и соответствующей ей геологической поверхностями строилась для всех зон, входящих в схему районирования по типам полей погрешностей по отражающим горизонтам У и Д. Некоторые типичные ФВК приведены на рис. 9. Максимальное значение коэффициента корреляции  $r$  не превышает 0,70. Как правило, это значение соответствует нулевому сдвигу между исходными поверхностями.

Форма ФВК для разных зон, несмотря на относительную близость максимальных значений коэффициента корреляции, существенно различна как по ориентировке линий равных коэффициентов корреляции, так и по наличию и форме участков с отрицательными значениями ФВК. При расчете оценки математического ожидания истинной геологической поверхности, восстанавливаемой с помощью соответствующей ей поверхности, построенной по сейсмическим данным и ФВК, форма последней будет играть определенную роль.

Следует отметить, что некоторые зоны с различной функцией автокорреляции полей погрешностей могут быть объединены в одну зону по виду ФВК между геологической и соответствующей ей сейсмической поверхностями.

На рис. 9 приведены функции взаимной корреляции для зон *Iг* и *IV* по отражающему горизонту У. Наблюдается почти полная тождественность обоих рисунков. Характерно, что указанные зоны непосредственно примыкают одна к другой и существенно отличаются статистическими характеристиками полей погрешностей (математическое ожидание систематических погрешностей, функция автокорреляции и дисперсия).

Таким образом, использование ФВК позволяет в отдельных случаях объединять некоторые зоны с различными типами полей погрешностей, т. е. уменьшить дробность районирования изучаемых сейсморазведкой территорий по типам погрешностей.

Рассмотрим теперь результаты определения статистических характеристик систематических погрешностей МОГТ для некоторых районов Волго-Уральской провинции. Оценки получены в условиях отсутствия объектов обучения (см. раздел 3.3). Для анализа была выбрана зона IIIб на схеме районирования по типам полей погрешностей Волго-Уральской области (см. рис. 7). На рис. 10, 11 представлены зависимости  $H_{\text{ОГТ}} = f(H_{\text{МОВ}})$  и  $H_6 = f(H_{\text{МОВ}})$ , полученные в этой зоне.

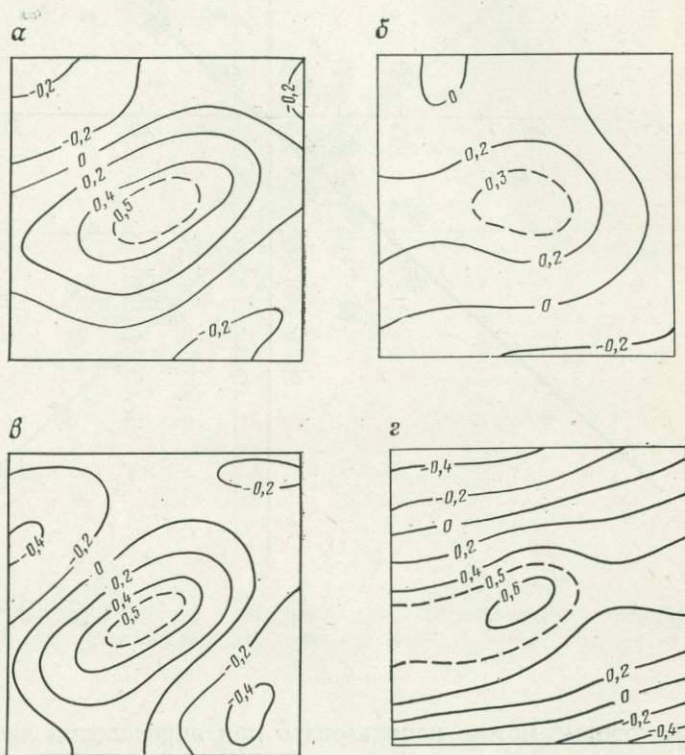


Рис. 9. Типичные ФВК для некоторых зон схемы районирования по типам полей погрешностей (отражающий горизонт У)  
 Зоны: а — Ia, б — I, в — IIa, г — IV

Зависимости составлены на основании сейсмических материалов и результатов глубокого бурения по 20 площадям этой зоны, где исследования МОВ продублированы последующими работами МОГТ, и по 18 площадям, подготовленным к бурению сейсморазведкой МОВ и разбуренным достаточно большим количеством глубоких скважин. Помимо информации о значениях угловых коэффициентов и свободных членах уравнений регрессии, соответствующие зависимости графики позволяют получить также некоторые

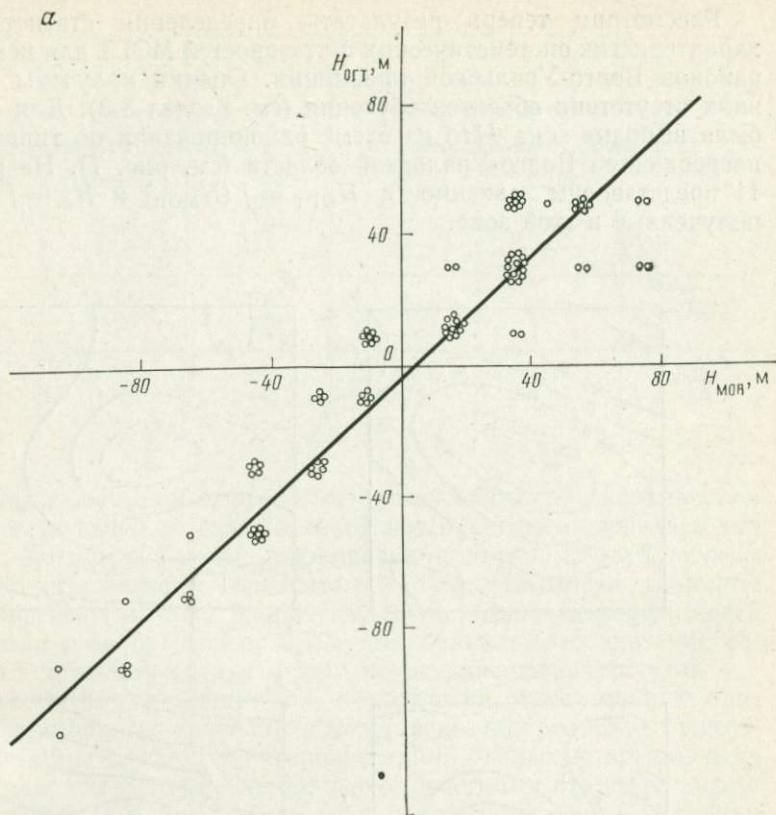
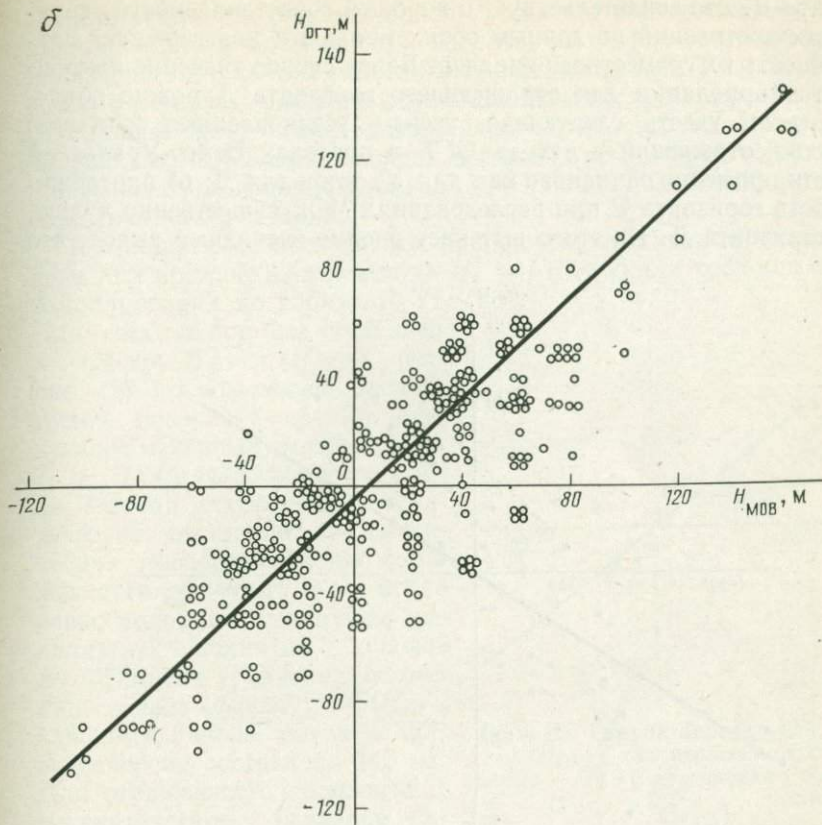


Рис. 10. Гра  
а — зона 1116

данные, которые можно использовать при определении дисперсии и корреляционной функции погрешностей моделирования при исследованиях МОГТ. Рассмотрим их подробнее.

Уравнения регрессии, полученные для графиков  $H_{\text{ОГТ}} = f(H_{\text{МОВ}})$ , показывают, что угловой коэффициент усредняющей прямой в основном меньше единицы и колеблется в пределах от 0,95 до 0,60. Это свидетельствует о том, что на исследуемых площадях по данным МОГТ структурные элементы имеют, как правило, меньшую амплитуду, чем по данным МОВ. На графиках  $H_{\text{С}} = f(H_{\text{МОВ}})$  угловые коэффициенты также меньше единицы. Это подтверждает общеизвестный факт, что в пределах Волго-Уральской области амплитуды выделенных МОВ поднятий в основном больше, чем у соответствующих им реальных поднятий. Не останавливаясь здесь на физических причинах этих явлений, отметим,

$\delta$ 

фики зависимости  $H_{\text{ОГТ}} = f(H_{\text{МОБ}})$  для отражающего горизонта У ( $H_{\text{ОГТ}} = 0,85 H_{\text{МОБ}}$ ,  $r = 0,95$ ); 1б — зона IIIб ( $H_{\text{ОГТ}} = 0,8 H_{\text{МОБ}}$ ,  $r = 0,81$ )

что структурные построения по методу ОГТ лучше соответствуют морфологии реальных поднятий, чем построения по МОБ.

Так как свободные члены в уравнениях регрессии практически для всех графиков оказываются равными нулю, выражение (3.3.6) можно переписать в виде

$$H_6 = \frac{a_2}{a_1} H_{\text{ОГТ}}.$$

Конкретно для зоны IIIб угловые коэффициенты  $a_1$  и  $a_2$  для отражающего горизонта У составляют соответственно 0,85 и 0,70. Следовательно, для этой зоны  $H_6 = 0,82 H_{\text{ОГТ}}$ .

Коэффициент корреляции между глубинами по данным МОБ и МОГТ весьма высок и колеблется в пределах 0,95—0,80 для отражающего горизонта У и 0,85—0,60 для отражающего го-



ризонта Д. Это свидетельствует о хорошей сопоставляемости структурных построений по данным обоих методов и подтверждает правомочность их совместного анализа. Более низкое значение коэффициента корреляции для отражающего горизонта Д можно объяснить, если учесть следующие, твердо установленные факты: а) качество отражений в методе ОГТ в пределах Волго-Уральской области примерно одинаково как для У, так и для Д; б) прослеживаемость горизонта У при исследованиях МОВ существенно лучше, чем горизонта Д. Из этого вытекает вполне очевидный вывод, что

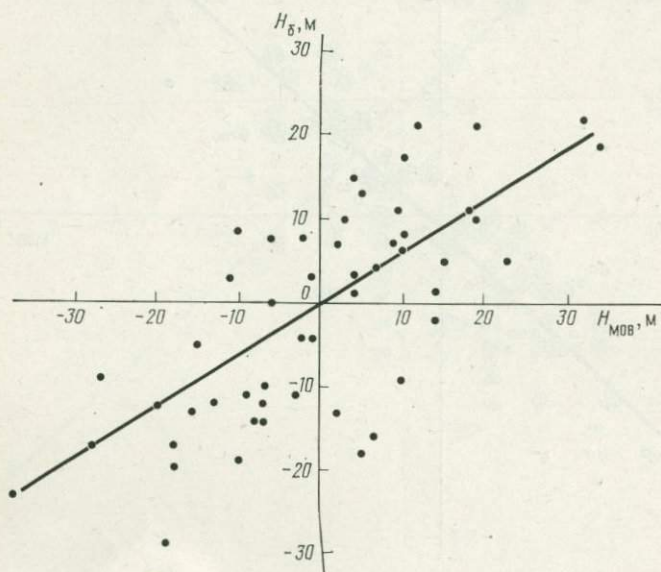


Рис. 11. График зависимости  $H_6 = f(H_{\text{МОВ}})$  для отражающего горизонта У ( $a = 0,7$ )

даже только из-за улучшения прослеживаемости достоверность структурных построений по МОГТ выше (особенно по отражающему горизонту Д), чем по методу отраженных волн.

Отметим также, что коэффициент корреляции между структурными построениями по данным МОВ и глубокого бурения для зоны IIIб достаточно высок и составляет 0,70.

Используя эти значения и подставив в формулу (3.2.9) дисперсии  $DH_{\text{ОГТ}}$  и  $DH_6$ , вычисленные по графикам, приведенным на рис. 9, 10, можно оценить верхний предел дисперсии систематических погрешностей МОГТ —  $D [H(x, y) - h'(x, y)] \leq 140 \text{ м}^2$ . Это значение хорошо согласуется со значением дисперсии, полученным прямым расчетом по графику  $H_6 = f(H_{\text{ОГТ}})$ . Тем самым подтверждается принципиальная правильность косвенного способа оценки точности МОГТ.

Для отдельных районов Волго-Уральской нефтегазоносной провинции имеется возможность оценить некоторые статистические характеристики систематических погрешностей МОГТ прямым способом с помощью объектов обучения. Помимо использования этих результатов для оценки достоверности структурных построений по данным МОГТ представляет несомненный интерес сопоставление точности обычных модификаций МОВ и МОГТ в близких сейсмогеологических условиях.

Имеющийся к настоящему времени статистический материал позволил построить зависимость  $H_6 = f(H_{\text{ОГТ}})$  для трех зон схемы районирования по горизонту У. Для этих же зон был составлен и график  $H_6 = f(H_{\text{МОВ}})$  (см. рис. 11). Их совместное рассмотрение позволяет сделать следующие основные выводы.

1. Для юго-восточного склона Русской платформы математическое ожидание систематических погрешностей для отражающего горизонта У примерно равно половине амплитуды выявляемых поднятий [угловой коэффициент уравнения регрессии «а» на графике  $H_6 = f(H_{\text{ОГТ}})$  для этого района равен 0,52], а дисперсия составляет 140 м<sup>2</sup>. Для отражающего горизонта Д математическое ожидание систематических погрешностей существенно меньше ( $a = 0,8$ ), а дисперсия выше — приблизительно 220 м<sup>2</sup>. Таким образом, для данного района структурные построения по материалам МОГТ, так же как и по МОВ, отягощены систематической погрешностью, которая по МОГТ меньше, чем по МОВ при примерно одинаковой дисперсии.

2. Для зоны IIIб результаты фактического сопоставления данных МОГТ и бурения приведены на рис. 12. Сопоставление фактического и расчетного значений углового коэффициента уравнения регрессии и дисперсии систематических погрешностей показывает хорошую их сходимость. Таким образом, определенные косвенным способом угловые коэффициенты и дисперсии могут, по-видимому, использоваться в качестве оценочных при расчете вероятностных характеристик локальных поднятий, подготовленных МОГТ во всех зонах, где прямое сопоставление материалов МОГТ и бурения пока невозможно из-за отсутствия последних.

3. Для двух зон, где была рассчитана автокорреляционная функция систематических погрешностей МОГТ, ее параметры оказались практически равными таковым для ФАК систематических

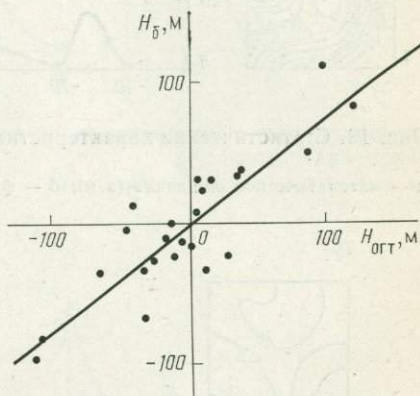


Рис. 12. График зависимости  $H_6 = f(H_{\text{ОГТ}})$  для отражающего горизонта IIa (Саратовская область) ( $a = 0,77$ )

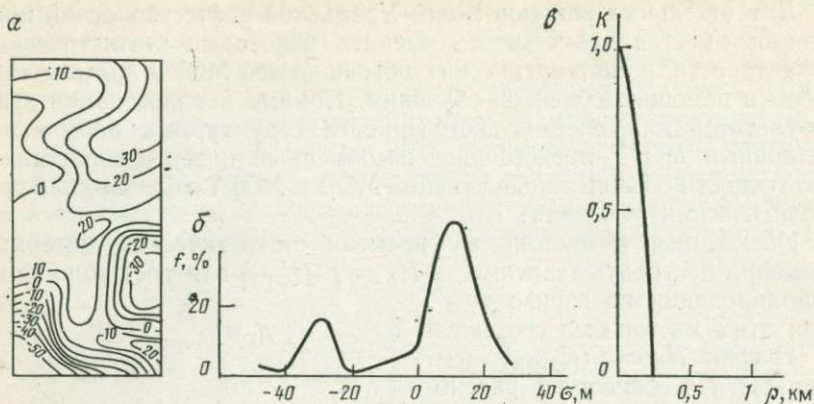


Рис. 13. Статистические характеристики погрешностей сейсморазведки (Ставропольский край)  
 а — математическое ожидание (в м); б — функция плотности распределения; в — функция автокорреляции

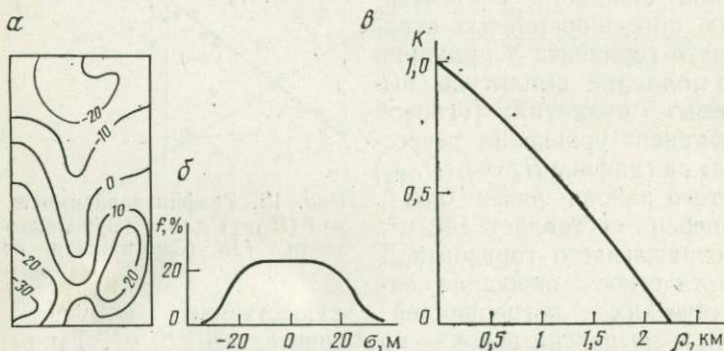


Рис. 14. Статистические характеристики погрешностей сейсморазведки, (ЧИАССР)  
 Условные обозначения см. на рис. 13

погрешностей МОВ в тех же зонах. Это позволяет и для других зон использовать автокорреляционную функцию погрешностей МОВ в качестве приближенной оценки ФАК погрешностей МОГТ.

Следовательно, схема районирования по типам полей погрешностей МОВ может быть использована и при оценке достоверности структурных построений по материалам МОГТ с последующей корректировкой по мере получения дополнительных данных бурения.

Районирование по типам полей погрешностей сейсморазведки МОВ выполнено и для территории Предкавказья. Поля погрешностей изучалась на 43 площадях Краснодарского края и 25 площадях ЧИАССР по условным отражающим горизонтам  $K_1$ — $J_3$ , пред-

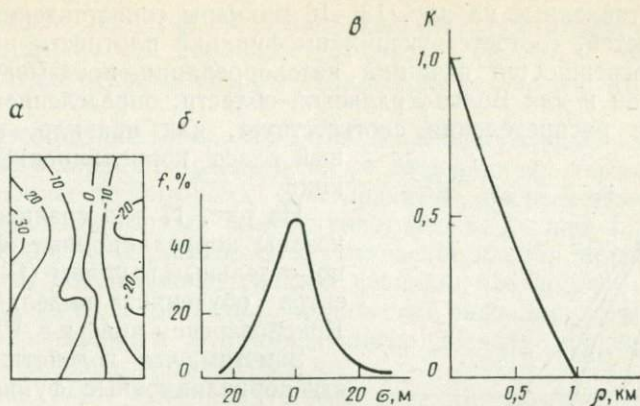


Рис. 15. Статистические характеристики погрешностей сейсморазведки (Краснодарский край)  
Условные обозначения см. на рис. 13

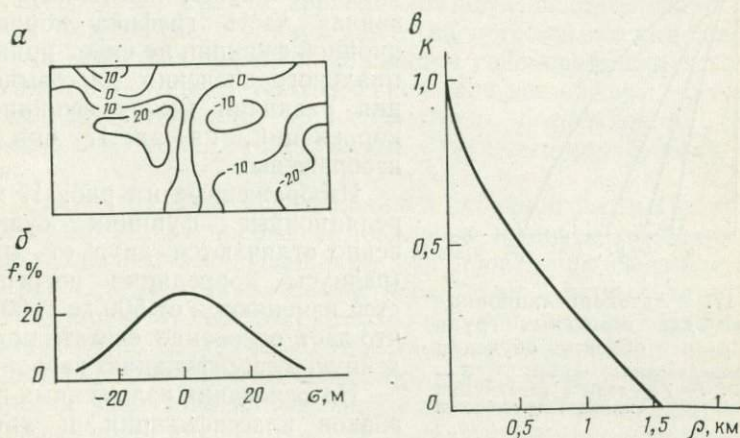


Рис. 16. Статистические характеристики погрешностей сейсморазведки (равнинный Дагестан)  
Условные обозначения см. на рис. 13

положительно относящимся соответственно к отложениям мелового и юрского периодов. По данным сейсморазведки, на всех изучаемых площадях выделены локальные поднятия различных размеров и амплитуд. По данным бурения этим площадям соответствуют разнообразные структурные формы геологических границ. Число скважин, по которым построены структурно-геологические карты, колеблется в пределах 7—23.

Значения погрешностей сейсморазведки вычислялись в точках квадратной решетки размером  $20 \times 20$  точек при расстоянии между ними 500 м.

Представленные на рис. 13—16 примеры сопоставления полей погрешностей, соответствующих им функций плотности распределения погрешностей функций автокорреляции показывают, что так же как и для Волго-Уральской области, определенному типу плотности распределения соответствует, как правило, конкретный класс корреляционных функций.

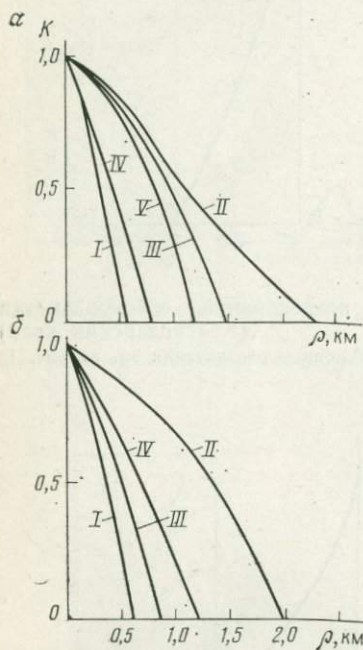


Рис. 17. Автокорреляционные функции для отдельных групп объектов обучения  
а — Краснодарский край; б — ЧИАССР; I—V — зоны с различными типами погрешностей

риев ее надежности изучаемые площади объединены в пять групп для исследуемой части Краснодарского края и в четыре — для территории ЧИАССР (см. рис. 17).

Совместное рассмотрение выделенных групп локальных участков, на которых определены статистические характеристики полей погрешностей и сейсмогеологических условий в пределах этих участков, позволяет обнаружить тесную связь между ними. Так, на исследуемой территории ЧИАССР отмечается целый ряд групп и отдельных поднятий платформенного типа (приуроченных в тектоническом отношении к центральной части северного борта Терско-Кумского предгорного прогиба), для которых сейсмогеологические условия можно считать благоприятными для проведения сейсмических исследований (мощность ЗМС незначительна, грунтовые воды залегают непосредственно под ЗМС). Севернее ука-

На рис. 17 для сравнения показаны корреляционные функции по отдельным группам (I—V) объектов обучения, выделяемых в Краснодарском крае и в ЧИАССР.

Заметим, что в действительности корреляционные функции пересекают ось абсцисс и уходят в отрицательную часть графика, затем возвращаются к оси  $\rho$ , претерпевая около нее колебания, близкие к нулю. Поскольку указанная часть графика корреляционной функции не имеет принципиального значения для выяснения различий между функциями корреляции, на рис. 17 они не изображены.

Изображенные на рис. 17 корреляционные функции существенно отличаются друг от друга (радиусы корреляции погрешностей изменяются от 500 до 1500 м), что дает основание считать проведенную классификацию верной.

На основании изложенных признаков классификации и критериев

занной зоны поднятий поверхностные сейсмогеологические условия ухудшаются. Наблюдается распространение барханных песков и пльвунов в разрезе, вскрываемом взрывными скважинами.

Отмеченные различия сейсмогеологических условий нашли отражение в характере распределения погрешностей сейсморазведки на указанных территориях. Для поднятий, расположенных в области неблагоприятных сейсмогеологических условий, характерен близкий к нормальному закон распределения погрешностей. Амплитуда максимума на графике функции плотности распределения меньше 40 % от общего количества значений погрешностей. Автокорреляционные функции пологие. Радиус корреляции погрешностей равен 1600—2000 м.

В зоне III с благоприятными условиями возбуждения закон распределения также близок к нормальному, но при этом амплитуда максимума функции плотности распределения погрешностей намного превышает 50 % от общего числа значений погрешностей. Графики функций автокорреляции более крутые, чем в рассмотренной выше зоне. Радиус корреляции погрешностей равен 1000—1100 м. Отмеченные различия как в сейсмогеологических условиях, так и в свойствах полей погрешностей сейсморазведки позволяют выделить в указанной тектонической зоне две области, внутри которых статистические характеристики погрешностей сейсморазведки и сейсмогеологические условия практически однородны.

На запад от зоны III, в крайней западной части Прикумской зоны поднятий, расположены локальные площади с неблагоприятными геологическими условиями для проведения сейсморазведочных работ. Для этих площадей характерен сложный литологический состав поверхностных отложений. Зона малых скоростей изменяется от 20 до 120 м. Количество пластов с низкой скоростью распространения упругих колебаний в ЗМС по мере увеличения ее мощности увеличивается от одного до трех и больше. Отражения от нижней части нижнего мела ( $K_1$ ) прослеживаются повсеместно, часто прерываются интерференцией. Указанное обстоятельство, возможно, связано как с изменением литологического состава, так и с выклиниванием отражающих границ. Каких-либо закономерных и регулярных изменений скоростей не замечено. Особенности поверхностного и глубинного геологического строений позволяют предположить, что погрешности сейсморазведки в пределах рассматриваемой области, вызванные главным образом различного рода поверхностными неоднородностями, должны быть слабо коррелируемы. Такое предположение подтверждается видом функции автокорреляции полей погрешностей. Для этих функций характерны небольшие радиусы корреляции погрешностей, не превышающие 750 м.

В северной и северо-западной частях Прикумской дислоцированной зоны расположена область небольших поднятий платформ

менного типа с малыми амплитудами и пологими углами падения крыльев. В тектоническом отношении область приурочена к Терско-Кумской моноклинали. Для поднятий характерна ориентировка осей в направлении северо-восток — юго-запад. Мощность между горизонтами уменьшается с юго-востока на северо-запад за счет выклинивания отдельных слоев в нижней части нижнего мела. Глубинные сейсмогеологические условия сравнительно благоприятны для проведения сейсморазведочных работ. Однако отмечено наличие горизонтальных градиентов, вызванных уменьшением мощностей и плотностей. Поверхностные сейсмогеологические условия неоднородны. Наиболее сложной является северо-восточная часть рассматриваемой области, где мощность ЗМС изменяется от 40 до 130 м. Возможность присутствия коррелируемых погрешностей подтверждается и видом функции автокорреляции. В отличие от описанных выше типов корреляционных функций графики функций автокорреляции в рассматриваемой зоне очень пологие, радиус корреляции равен 3,5—4 км.

На территории Краснодарского края выделены, как уже было отмечено, пять однородных по сейсмогеологическим условиям и статистическим характеристикам зон. Подавляющее большинство анализируемых поднятий в тектоническом отношении приурочено к Черноморско-Кубанскому и Кубанскому передовым прогибам. Поверхностные и глубинные сейсмогеологические условия благоприятны для проведения сейсморазведочных работ. Однако отмечаются и некоторые существенные различия. Так, для поднятий, расположенных в северо-западной и центральной частях Восточно-Кубанского прогиба, отмечается изменение литологических и физических характеристик слагающих пород в горизонтальном направлении. Указанная особенность глубинного сейсмогеологического строения площадей хорошо согласуется со свойствами полей погрешностей. Для автокорреляционных функций полей погрешностей характерна медленная скорость убывания коэффициента корреляции погрешностей. Радиус корреляции колеблется в пределах 3,5—4,5 км (см. рис. 17, кривая *II*).

Уверенно выделяются в одну зону площади, расположенные в пределах Белогорско-Березовского макровала (зона *IV*). Рассматриваемая зона поднятий является наиболее перспективным районом для поиска нефтегазоносных объектов. Для этой зоны характерен второй тип распределения погрешностей. Радиус корреляции равен 1200—1500 м.

Зона *III*, соответствующая четвертому типу распределения погрешностей сейсморазведки, совпадает с участками, благоприятными для проведения сейсморазведочных работ. Для нее характерно наличие тесной корреляционной связи между погрешностями сейсморазведки (радиус корреляции около 2,5 км).

Зона *I* резко отличается от рассмотренных выше зон практически независимыми погрешностями сейсморазведки. Радиус корреляции не превышает 750 м.

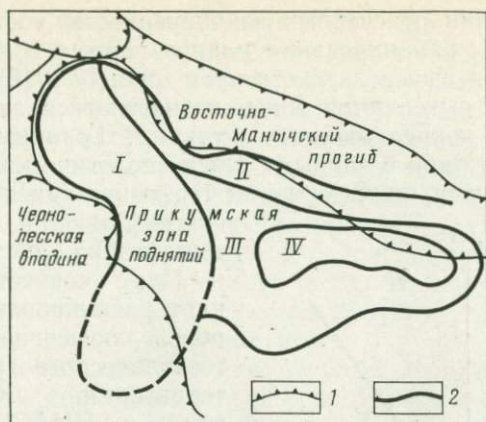


Рис. 18. Схема районирования территории ЧИАССР по типам погрешностей сейсморазведки (отражающий горизонт  $K_1-J_3$ )  
 1 — границы крупных тектонических элементов; 2 — границы зон с близким типом погрешностей

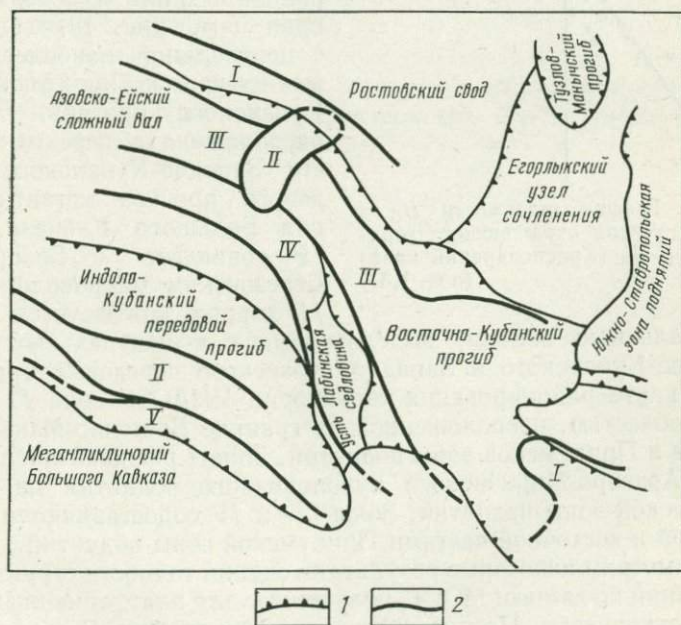


Рис. 19. Схема районирования территории Краснодарского края по типам погрешностей сейсморазведки (отражающий горизонт  $K_1-J_3$ )  
 Условные обозначения см. на рис. 18



На основании отмеченных закономерностей составлены схематические карты районирования платформенных областей территорий ЧИАССР и Краснодарского края (рис. 18 и 19).

На картах выделяются зоны, отличающиеся значимо различными видами корреляционных функций. Границы протрассированы в соответствии с данными сейсмогеологического районирования, полученными по материалам геофизических трестов Грознефтегеофизика и Краснодарнефтегеофизика.

При совместном анализе карт районирования по типам полей погрешностей и схем тектонического районирования территории Краснодарского края и ЧИАССР обнаруживается закономерное соответствие выделенных зон крупным тектоническим элементам.

Так, зона III на карте районирования Краснодарского края (см. рис. 19) совпадает с центральной, наиболее погруженной частью Причерноморско-Кубанского прогиба. Зона V расположена в переходной части Западно-Кубанского передового прогиба мегантиклинория Большого Кавказа. Зона IV совпадает с Белорусско-Березовским макровалом. Зона II хорошо согласуется с ак-

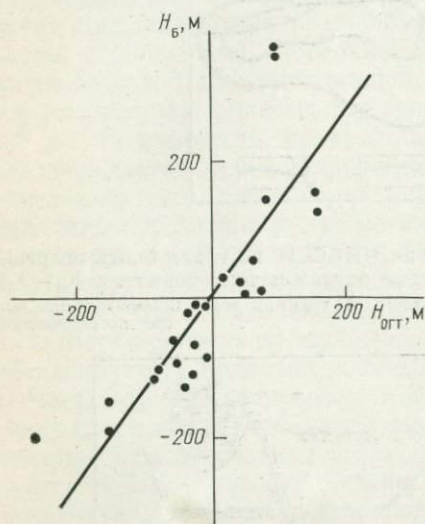


Рис. 20. График зависимости  $H_6 = f(H_{огт})$  для отражающего горизонта  $K_1-J_3$  (Краснодарский край) ( $a = 1,37$ )

тиклиналильными зонами, выделяющимися в центральных частях Восточно-Кубанского и Западно-Кубанского передовых прогибов.

На карте районирования территории ЧИАССР зона II совпадает с областью, расположенной на границе Восточно-Манычского прогиба и Прикумской зоны поднятий. Зона I располагается в пределах Арзгиро-Мирненского куполовидного поднятия на западе Прикумской зоны поднятий. Зоны III и IV сопоставляются с центральной и восточной частями Прикумской зоны поднятий.

Рассмотрим некоторые результаты оценки точности структурных построений по данным МОГТ, полученные для платформенных районов Предкавказья. На рис. 20 представлен график  $H_6 = f(H_{огт})$ , построенный по материалам треста Краснодарнефтегеофизика. Обращает на себя внимание, что угловой коэффициент уравнения регрессии значимо больше единицы. Следовательно, для условий платформенного Предкавказья характерным является занижение амплитуд сейсмических поднятий по данным МОГТ относительно реальных. Этот вывод свидетельствует о том, что природа система-

тических погрешностей сейсморазведки МОГТ принципиально различна для молодых и древних платформ. Характерно, что для сейсморазведки МОВ подобных различий не наблюдается. Поэтому применительно к платформенной части Предкавказья результаты районирования по типам полей погрешностей сейсморазведки МОВ, по-видимому, нельзя использовать для оценки статистических характеристик систематических погрешностей МОГТ.

Следовательно, при оценке достоверности структурных построений по данным МОГТ в указанных районах в качестве информационной базы можно использовать лишь косвенные сведения о систематических погрешностях (см. раздел 3.3).

В заключение подведем основные итоги.

1. Методика оценки точности структурных построений по сейсмическим данным, описанная в предыдущих разделах, позволяет получить оценки статистических характеристик систематических погрешностей сейсморазведки по фактическим геолого-геофизическим материалам.

2. Проверка на реальных построениях косвенных способов получения характеристик систематических погрешностей МОГТ показывает возможность их использования для этих целей в условиях отсутствия объектов обучения.

3. Статистическая обработка геолого-геофизических материалов является надежным средством создания информационной базы для получения вероятностных характеристик структурных карт, построенных по сейсмическим данным.

## ОЦЕНКА ДОСТОВЕРНОСТИ СТРУКТУРНЫХ ПОСТРОЕНИЙ ПО СЕЙСМИЧЕСКИМ ДАННЫМ

---

### 4.1. МЕТОДИКА ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ СТРУКТУРНЫХ ПОСТРОЕНИЙ ПО СЕЙСМИЧЕСКИМ ДАННЫМ

Под оценкой достоверности структурных построений по сейсмическим данным понимается установление на вероятностном уровне степени соответствия этих построений реальному состоянию природы. Методика оценки достоверности включает четыре основных этапа.

1. Оценка точности исследуемого метода сейсморазведки на данной площади в виде количественных характеристик погрешности. Такие характеристики задаются в виде набора статистических параметров погрешности — ее математического ожидания, дисперсии и функции автокорреляции.

2. Преобразование результативной сейсмической информации с целью количественного учета погрешностей сейсморазведки и получения математического ожидания истинной геологической поверхности.

3. Расчет вероятностных свойств преобразованной сейсмической информации с учетом статистических характеристик погрешностей.

4. Интерпретация получаемых вероятностных оценок с целью принятия решения о целесообразности и характере дальнейших геолого-геофизических исследований на данной площади.

Оценка точности сейсмических структурных построений и расчет вероятностных характеристик является хоть и важнейшим, но предварительным этапом методики оценки достоверности. Оба эти этапа подробно рассмотрены в гл. 2 и 3. В настоящем разделе основное внимание уделено методике использования результатов, полученных на первых двух этапах.

Оценка точности структурных построений по сейсмическим данным и соответствующее ей районирование изучаемых территорий по типам полей погрешностей сейсморазведки уже позволяет в первом приближении оценить достоверность сейсмических структурных построений. Это достигается путем расчета математического ожидания истинной геологической поверхности с помощью одной из моделей (3.1.4), (3.2.6) и (3.2.9) в зависимости от объема обучающей информации.

Поскольку в разных сейсмогеологических зонах точность сейсморазведки неодинакова, районирование территорий по типам

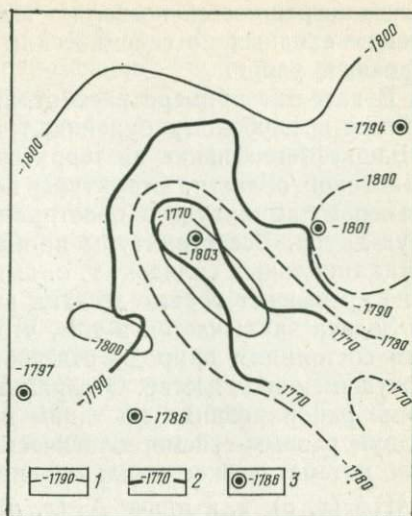
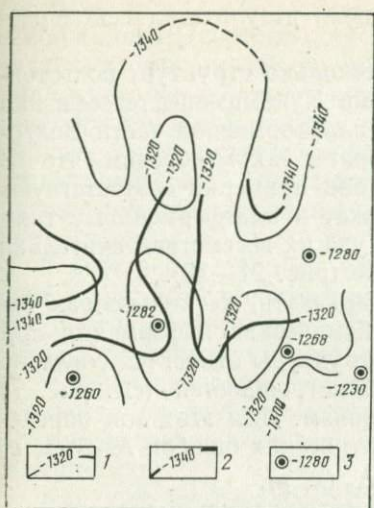


Рис. 21. Сопоставление структурных карт по отражающему горизонту У (Гутубуровское поднятие)

1 — изогипсы по данным сейсморазведки (в м); 2 — изогипсы с учетом систематических погрешностей (в м); 3 — отметки глубин по данным бурения (в м)

Рис. 22. Сопоставление структурных карт по отражающему горизонту У (Дубовское поднятие)

Условные обозначения см. на рис. 21)

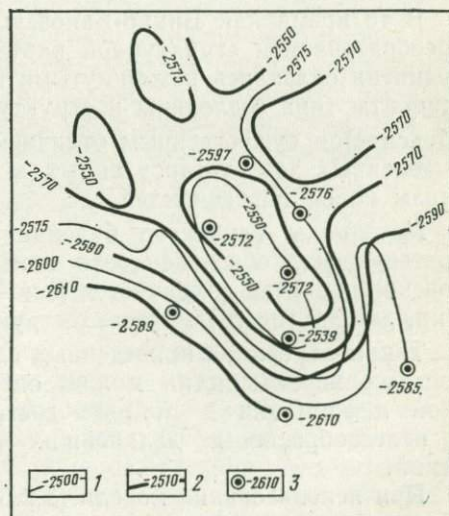


Рис. 23. Сопоставление структурных карт по отражающему горизонту У (Винно-Бановское поднятие)

Условные обозначения см. на рис. 21

полей погрешностей позволяет выявить существенные различия во внешне сходных по сейсмическим данным результатах сейсморазведочных работ.

В качестве примера рассмотрим несколько структур, подготовленных к глубокому бурению трестами Куйбышевнефтегеофизика и Башнефтегеофизика на территории платформенной части Волго-Уральской области. Структуры подобраны таким образом, что по размерам, амплитуде и простираению они примерно соответствуют друг другу. Все структуры принадлежат к платформенному типу антиклинальных складок, т. е. амплитуда их весьма незначительна и не превышает первые десятки метров (рис. 21—23).

Задача заключается в том, чтобы показать, насколько различным состояниям природы отвечает сейсмическая информация при кажущемся ее сходстве. Отобранные структуры относятся согласно схеме районирования по типам полей погрешностей (см. рис. 7) к двум разным сейсмогеологическим зонам. Для этих зон определено математическое ожидание систематических ошибок  $M_1\Delta(x, y)$  и  $M_2\Delta(x, y)$ , или иначе  $\bar{\Delta}_1(x, y)$  и  $\bar{\Delta}_2(x, y)$ .

В соответствии с моделью учета систематических погрешностей типа (3.1.4) определим для каждой структуры математическое ожидание истинной геологической поверхности. Для этого к истинной сейсмической поверхности прибавим математическое ожидание погрешностей сейсморазведки. Полученные в результате сложения новые структурные карты показаны на рис. 21—23. Как видно, проделанная операция существенно нарушает кажущееся сходство результативных структурных карт, построенных по сейсмическим данным.

В то время как Винно-Бановское поднятие сохранилось и на преобразованной структурной карте, Гутубуровское и Дубовское поднятия оказались разомкнутыми и превратились в структурные элементы типа седловины и структурного носа. Подобный эффект объясняется существенным отличием функцией  $\bar{\Delta}(x, y)$  для двух выделенных зон, установленных в результате районирования по типам полей погрешностей.

Материалы глубокого бурения на рассмотренных площадях подтверждают обоснованность описанной процедуры. Винно-Бановское поднятие сохраняется и по данным многочисленных скважин, две другие сейсмических структуры бурением опровергнуты.

Таким образом, в приведенных случаях еще до расчета вероятностных характеристик можно оценить достоверность сейсмической информации и принять достаточно обоснованное решение о целесообразности дальнейших геолого-физических исследований.

При использовании модели (3.2.6) для расчета математического ожидания истинной геологической поверхности подобный эффект достигнут не будет, поскольку величина  $M\bar{N}(x, y)$  является уменьшенной в  $a$  раз по вертикали копией математического ожидания

истинной сейсмической поверхности. Если последняя представляет собой антиклинальную складку, то и  $MH(x, y)$  будет представлять собой складку с амплитудой в  $a$  раз меньше исходной. Однако при заданном сечении эта уменьшенная складка может оказаться по амплитуде меньше расстояния между соседними изолиниями. Таким образом, и при работе с моделью (3.2.6) преобразованная структурная карта визуально может представлять собой, например, структурный нос. Аналогичная картина тем более может быть получена при использовании для преобразования функции взаимной корреляции.

Расчет вероятностных характеристик, рассмотренных в гл. 2, дает обширный дополнительный материал для оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным. Знание свойств погрешностей дает нам возможность как бы имитировать равновероятные варианты морфологии истинной геологической поверхности на изучаемом участке и делать заключение о частоте встречаемости во всех вариантах интересующих нас свойств этой поверхности.

Как уже указывалось, основной целью интерпретации вероятностных характеристик сейсмической структурной карты является принятие обоснованного решения о целесообразности и характере дальнейших геолого-геофизических исследований. Степень обоснованности такого решения тоже носит вероятностный характер. Наблюдается определенное противоречие между ситуацией неопределенности, в которой находится интерпретатор при анализе вероятностных характеристик, и необходимостью принятия детерминированного решения.

С одной стороны, вероятностные характеристики прогнозируют результат как реализуемый в среднем на большом количестве однотипных объектов. С другой стороны, решение нужно принять для данного конкретного объекта. Например, в результате расчетов получена следующая информация: вероятность существования на исследуемой площади антиклинального поднятия, размерами и амплитудой больше наперед заданного, равна 0,7. Фактически это означает, что если мы разбурим несколько десятков подобных сейсмических поднятий, то в среднем в каждой десятке около семи из них будет подтверждаться глубоким бурением. Нам же нужно принять решение о вводе площади в бурение на е д и н с т в е н н о м объекте. Наиболее распространенным путем для принятия решения в такой ситуации является введение понятия «минимального уровня достоверности». Под этим понятием имеется в виду минимальное для данного района значение вероятности существования поднятия, при котором сейсмическое поднятие практически всегда соответствует реально существующему. С помощью введения минимального уровня достоверности  $P_{\min}$  мы как бы сводим ситуацию неопределенности к одному из двух определенных вариантов; если  $P_{\text{сущ}} > P_{\min}$ , данное поднятие реально существует, если  $P_{\text{сущ}} < P_{\min}$ , поднятие отсутствует.

Для каждого района конкретная величина  $P_{\min}$  устанавливается по совокупности вероятностных характеристик на представительной выборке сейсмических объектов, для которых установлено соответствие между сейсмическим и реальным поднятиями.

Каков физический смысл понятия «минимальный уровень достоверности»? Для ответа на этот вопрос необходимо учитывать следующие обстоятельства. Точность структурных построений по сейсмическим данным всегда определяется только приблизительно. Полученные значения математического ожидания, дисперсии и автокорреляционной функции являются лишь оценками их истинных значений.

В силу указанных причин вероятностные характеристики, с помощью которых оценивается достоверность структурных построений по сейсмическим данным, сами отягощены погрешностями.

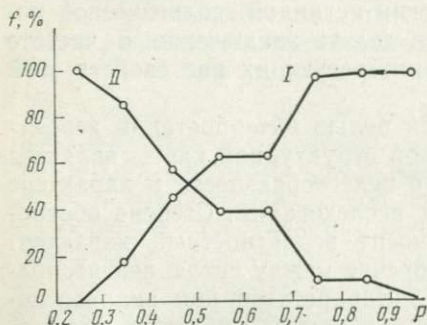


Рис. 24. Гистограммы вероятностей существования сейсмических поднятий, подтвердившихся (I) и не подтвердившихся (II)

значения вероятности их существования. В работе [5] приводится такой график для 134 поднятий, подготовленных сейсморазведкой к бурению в пределах платформенной части Волго-Уральской области. Из общего числа поднятий 107 подтвердилось в результате проверки бурением и 27 не подтвердилось. На основании такой статистики можно определить детерминированную оценку достоверности для каждой структуры в заданной совокупности в зависимости от расчетного значения вероятности. Для графика, изображенного на рис. 24, можно рассчитать, что при 5 %-ном уровне значимости минимальный уровень достоверности, выше которого сейсмическое поднятие обязательно подтвердится, характеризуется значением вероятности существования  $P_{\text{суц}} = 0,65-0,70$ , т. е. функция плотности распределения случайной величины  $P_{\text{суц}}$  незначимо отличается от нуля при  $P_{\text{суц}} \approx 0,65$  и существует только в области  $0,6 < P_{\text{суц}} < 1$ .

Максимальный уровень достоверности, ниже которого сейсмическое поднятие с 5 %-ным уровнем значимости, не подтвердится, характеризуется значением вероятности существования  $P_{\text{суц}} =$

сами отягощены погрешностями. Так, если мы вычислим вероятность существования поднятия, размерами больше наперед заданного  $P_{\text{суц}}$ , то полученной оценке этого значения  $\tilde{P}_{\text{суц}}$  надо поставить в соответствие погрешности  $\sigma P_{\text{суц}} : P_{\text{суц}} = \tilde{P}_{\text{суц}} + \sigma P_{\text{суц}}$ .

Определение погрешности  $\sigma P_{\text{суц}}$  проще всего осуществить путем статистического анализа графика распределения числа поднятий с известными результатами бурения в зависимости от

$= 0,40$ , т. е. функция плотности распределения случайной величины  $P_{\text{сущ}}$  незначимо отличается от нуля при  $P_{\text{сущ}} \approx 0,40$  и существует только в области  $0 < P_{\text{сущ}} < 0,40$ .

Значения  $P_{\text{сущ}}$  в интервале  $0,40 < P_{\text{сущ}} < 0,65$  свидетельствуют о неопределенности наличия структуры. Рекомендация к бурению таких поднятий может быть правомерна лишь в случаях особенно высоких перспектив нефтегазоносности объекта. В основном же значения вероятности существования поднятия в пределах  $0,40 < P_{\text{сущ}} < 0,65$  позволяют сделать заключение о необходимости дополнительных сейсмических исследований. Отличительной особенностью вероятностных оценок достоверности является предоставляемая ими возможность промоделировать такие варианты величины и распределения погрешностей структурных построений по площади, которые при той же структурной карте приведут к смещению  $P_{\text{сущ}}$  за верхний уровень достоверности. Таким образом, можно наметить программу дополнительных сейсмических исследований на данной площади, указав конкретные участки, где нужно улучшить качество материала или сгустить сеть профилей и т. п.

Подведем некоторые итоги. На первом этапе интерпретации вероятностных характеристик достоверности структурных построений по сейсмическим данным необходимо решить вопрос о целесообразности передачи сейсмического поднятия под глубокое бурение либо о необходимости проведения дополнительных сейсмических исследований, либо о выведении площади из структурного фонда. Решение принимается на основе сравнения полученных значений вероятности с установленным для данной зоны уровнем достоверности. Причем, этот уровень можно установить не только для вероятности существования поднятия, размерами и амплитудой больше наперед заданных, но и для любых других вероятностных характеристик.

После принятия решения о передаче объекта под глубокое разведочное бурение начинается второй этап интерпретации вероятностных характеристик — определение целесообразности и методики разбуривания сейсмического объекта.

Вопрос о целесообразности разбуривания ставится в процессе оценки размеров поднятия. Может возникнуть ситуация, когда поднятие достоверно существует, но размеры ловушки настолько малы, что разработка залежи представляется просто нерентабельной для исследуемого района. Таким образом, необходимо в первую очередь оценить математическое ожидание размеров и амплитуды реального поднятия, которое соответствует сейсмическому поднятию.

Если разведка признана целесообразной, возникает задача выбора места заложения первой поисковой скважины. Она заключается в оценке конфигурации реального поднятия, в частности в установлении положения его наивысшей точки и сводовой области. Причины несоответствия этих данных на истинной сейсмической и геологической поверхностях подробно рассмотрены в пре-



дидуших главах. Вероятностные характеристики типа функции достоверности позволяют найти оценку реального положения свода и наивысшей его точки. Алгоритмы расчета таких характеристик рассмотрены в гл. 2. На рис. 4 и 25 приведен пример того, как с помощью расчета вероятности принадлежности точек площади проекции локального поднятия или его свода можно уточнить положение свода реальной антиклинальной складки. Подобный прогноз, как и определение  $P_{\text{сущ}}$ , является прогнозом вероятностным. Он лишь обозначает, что для большего числа подобных объектов в среднем положение наивысшей точки поднятия задается точнее по результатам вероятностной оценки достоверности, чем по сейсмическим данным. Помимо локализации области свода большое значение имеют размеры области, абсолютные значения вероятностей и принятый тип модели учета систематических погрешностей сейсморазведки. Так, при использовании модели (3.2.6) только за счет учета систематических погрешностей не удается выявить возможное смещение свода сейсмического поднятия относительно реального, поскольку эта модель предполагает изотропность полей погрешностей. В такой ситуации особое внимание следует обратить на количественный учет неодинакового по площади работ качества первичного полевого материала.

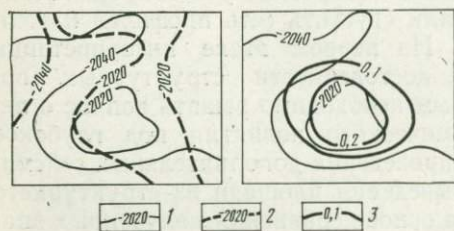


Рис. 25. Структурная схема по отражающему горизонту Д (Изякское поднятие)  
 1 — изогипсы по данным сейсморазведки (в м);  
 2 — изогипсы с учетом систематических погрешностей (в м); 3 — линии равных вероятностей принадлежности точек площади локальному поднятию

(интерференция, малая интенсивность и т. п.) тесно связано с теми особенностями сейсмогеологии района, которые обычно не учитываются моделью интерпретации (пачки близлежащих отражающих границ, шероховатость границ, наличие кратных волн и т. п.). Таким образом, характер качества первичных сейсмических материалов в какой-то степени отображает систематические погрешности и их изменение по площади. На рис. 3 показано существенное смещение относительно свода сейсмического поднятия области максимальных вероятностей принадлежности точек площади локальному поднятию. Это смещение помимо учета возможных погрешностей корреляции вызвано и учетом резко переменного по площади качества прослеживания отраженной волны, соответствующей опорному отражающему горизонту. В любой геофизической организации существует, с одной стороны, неформализованное разделение первичного сейсмического материала на хороший,

удовлетворительный и плохой, а с другой, в результате многочисленных экспериментов выявлено количественное соответствие между этими градациями и дисперсией погрешностей измерений.

Для абсолютных значений вероятности принадлежности точек изучаемой площади своду локального поднятия также можно установить минимальный уровень достоверности с помощью анализа совокупности объектов обучения. Знание такого уровня позволит более обоснованно решать вопрос о точках заложения первых поисковых скважин на площадях со сложным строением.

Рассмотрим достаточно типичную ситуацию. По данным сейсморазведки подготовлено к бурению однокупольное локальное поднятие. Расчет карты вероятностей принадлежности точек площади своду локального поднятия  $P_{св}$  позволил выявить две области максимальных значений вероятностей по обе стороны от свода сейсмического поднятия. Предстоит принять ответственное решение, бурить ли одну скважину в своде сейсмического поднятия или разбуривать области с максимальным значением вероятности  $P_{св}$ . В последнем случае предстоит решить дополнительно, бурить ли две скважины, по одной в каждой области, или предпочесть какую-то одну область и бурить вторую скважину в зависимости от результатов, полученных в первой. Мереу риска в каждом из трех случаев можно оценить анализируя абсолютные значения вероятностей  $P_{св}$  и сравнивая карты равных значений  $P_{св}$  и  $P_{стр}$ , где  $P_{стр}$  — вероятность принадлежности точек площади локальной структуре. Минимальный риск допустить ошибку при заложении скважины в области с максимальным значением  $P_{св}$  будет отмечен при высокой корреляции карт  $P_{св}$  и  $P_{стр}$ . Это значит, что область возможного межкупольного прогибания существует с большой вероятностью.

Подобных критериев можно приводить множество. В нашу задачу не входит рассмотрение всех возможных ситуаций. Назначение этого раздела в другом — показать, насколько большую дополнительную информацию несет в себе вероятностная оценка достоверности структурных построений по сейсмическим данным. Очень важно при этом отметить, что статистические оценки точности и вероятностные оценки достоверности, помимо своего основного назначения в описываемой методике, могут найти применение в областях, мало связанных с оценкой надежности сейсмических структурных построений.

В разделах 4.2 и 4.3 рассмотрены практические примеры такого их использования. Теоретически же намечаются еще многие аспекты применения вероятностных характеристик сейсмических структурных и волновых полей. В первую очередь к ним относятся оценка достоверности динамических и кинематических аномалий при работах, связанных с прогнозированием геологического разреза.

#### 4.2. ОПРОБОВАНИЕ МЕТОДИКИ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ НА ТЕСТОВЫХ МАТЕРИАЛАХ

Смысл опробования методики оценки достоверности заключается в следующем. Необходимо выяснить, действительно ли использование вероятностных характеристик сейсмической структурной карты позволяет принимать более правильные решения о дальнейших геолого-геофизических исследованиях на данном участке по сравнению с ситуацией, когда такие решения принимаются только по сейсмическим данным. Под дальнейшими геолого-геофизическими исследованиями понимаются следующие виды работ:

- 1) проведение дополнительных сейсморазведочных работ;
- 2) бурение первой разведочной скважины;
- 3) бурение последующих скважин и т. д.

После принятия решения возникают вопросы, как целесообразней всего выполнить эти процедуры, т. е. в каком участке площади сгустить сеть сейсмических профилей, где заложить первую и последующую скважины и т. п. Ответы на эти вопросы зависят от того, насколько хороши оценки реальных параметров и местоположения разведочного объекта (например, антиклинальной складки). Следует выяснить, позволяют ли вероятностные характеристики структурных сейсмических построений улучшать эти оценки по сравнению с полученными только по структурной карте, построенной по сейсмическим данным.

Опробование методики анализа достоверности выполнено на фактическом материале, отобранном по территории платформенной части Волго-Уральской области. Этот материал является контрольной группой объектов обучения, которая специально не использовалась при районировании указанной территории по типам полей погрешностей, проведенном с целью определения статистических характеристик систематических погрешностей сейсморазведки МОВ. Все объекты обучения контрольной группы представляют собой антиклинальные поднятия, в разные годы подготовленные к бурению трестами Куйбышевнефтегеофизика и Татнефтегеофизика и впоследствии разбуренные.

Методику оценки достоверности на разбуренных поднятиях целесообразно опробовать путем сравнения параметров этих поднятий с оценками, полученными по сейсмическим данным и по результатам анализа достоверности сейсмических построений. Для простоты дальнейшего изложения значения параметров, полученные с помощью методики оценки достоверности, будем обозначать индексами «н» и «м», где н — оценка достоверности сейсмической информации, полученная в предположении о независимости погрешностей сейсморазведки. Оценки параметров по сейсмическим данным будем обозначать с индексом «с» и по данным бурения с индексом «б». Так, амплитуда поднятия при принятых обозначениях запишется соответственно:  $A_n$ ,  $A_m$ ,  $A_c$  и  $A_b$ .

Из уравнения результатов анализа надежности сейсмических построений, материалов сейсмических исследований и данных глу-

Таблица 2

Название подятий									Результаты бурения			Р <sub>сущ</sub> (s>1)	Р <sub>сущ</sub> (s>3,75)								
	A <sub>б</sub>	A <sub>с</sub>	A <sub>м</sub>	S <sub>б</sub>	S <sub>с</sub>	S <sub>м</sub>	σ <sub>н</sub>	σ <sub>м</sub>		P' <sub>сущ</sub>	P'' <sub>сущ</sub>			P <sub>сущ</sub> A>10	P <sup>н</sup> <sub>сущ</sub> A>10	P' <sub>сущ</sub>	P'' <sub>сущ</sub>	P <sub>сущ</sub> A>10 s>3,75	P' <sub>сущ</sub>	P'' <sub>сущ</sub>	
Малышевское	12	20	11	5,0	9,2	3,0		++	11	3	0,84	0,81	1	1	0,78	0,70	1	1	0,78	1	1
Восточно-Ветляное	12	20	10	2,4	5,5	2,4		+++	10	3	0,99	0,26	1	1	1,00	0,90	0	0	0,22	0	1
Сидоровское	10	18	9	7,6	13,0	2,2		+++	10	8	0,78	0,73	1	1	0,23	0,60	0	1	0,05	0	1
Осиновское	7	13	7	3,3	15,0	2,7		+++	10	9	0,82	0,63	1	1	0,25	0,75	0	1	0,15	0	1
Ветляное	4	25	11	3,5	6,3	0,8		++	10	7	0,79	0,09	0	1	0,08	1,00	0	1	0,08	0	1
Ивановское	8	10	7	3,0	5,6	2,7		+++	10	3	0,81	0,07	0	1	0,20	1,00	0	0	0,03	0	0
Алексеевское	13	20	10	2,5	17,0	3,4		+++	10	10	0,91	0,19	0	1	0,90	1,00	1	1	0,16	0	1
Ново-Филипповское	11	35	13	4,6	10,0	6,8		+++	12	11	1,00	0,96	1	1	0,99	1,00	1	1	0,93	1	1
Мало-Мышевское	16	23	15	3,3	7,2	2,8		++	9	8	0,71	0,21	0	1	0,58	1,00	1	1	0,15	0	1
Озеркинское	17	43	17	2,5	7,7	2,1		++	10	3	0,71	0,08	0	1	1,0	0,90	1	1	0,03	0	1
Западно-Кулешовское	12	60	14	5,0	6,0	5,4		+	10	6	1,00	0,77	1	1	1,00	1,00	1	1	0,72	1	1
Семеновское	7	14	13	1,0	3,3	2,4		++	11	6	0,75	0,12	0	0	0,32	1,00	0	1	0,08	0	0
Ново-Корнеевское	11	30	13	3,5	17,0	3,6		++	10	4	0,97	0,78	1	1	0,86	0,90	1	1	0,71	1	1
Шумаркинское	12	45	16	3,1	21,0	5,1		+++	19	9	0,97	0,59	0	1	0,82	1,00	1	1	0,56	0	1
Сарбайское	4	14	9	5,1	7,6	4,7		++	11	4	0,83	0,54	1	1	0,41	0,70	0	1	0,33	0	1
Кутузовское	13	50	20	4,4	8,8	2,3		+++	10	5	1,00	1,00	1	1	1,00	1,00	1	1	0,72	1	1
Андреевское	—	—	—	2,4	4,2	2,2		++	10	4	0,71	0,09	0	1	—	—	1	—	0,07	0	1
Богородское	12	14	7	2,7	6,3	1,4		+++	10	6	0,68	0,04	0	1	0,20	0,52	1	1	0,01	0	1
Южно-Языковское	10	12	11	1,8	4,9	1,4		++	10	11	0,63	0,07	0	1	0,20	0,71	0	1	0,02	0	1
Уваровское	12	24	5	4,0	9,1	4,4		+++	18	7	0,97	0,88	1	1	0,86	0,80	1	1	0,83	1	1
Южно-Несмеяновское	6	18	9	1,0	6,0	1,2		+	10	12	0,08	0,04	0	1	0,02	1,00	0	1	0,01	0	1
Грековское	17	25	20	3,2	3,5	3,8		++	10	4	0,92	0,13	0	1	0,88	1,00	1	1	0,13	0	1
Октябрьское	—	6	4	—	3,9	1,6		++	13	7	0,04	0,01	0	1	0,12	—	0	0	0,03	0	0
Нуркеевское	3	7	6	8,0	2,8	2,1		++	11	6	0,62	0,51	1	0	0,08	—	0	0	0,23	0	0
Бастрыкское	—	9	4	—	1,4	1,6		++	9	8	0,06	0,02	0	0	0,16	—	0	0	0,02	0	0
Абдулловское	—	8	4	—	4,2	2,5		++	8	6	0,06	0,00	0	1	0,02	—	0	0	0,01	0	0
Восточно-Такермановское	6	25	4	4,2	17,5	3,3		+	9	4	0,59	0,48	1	1	0,02	—	0	1	0,24	0	1
Мустафинское	—	10	4	—	6,3	2,4		—	11	3	0,04	0,01	0	1	0,16	—	0	1	0,00	0	1
Бурдыбашское	—	16	5	—	15,0	3,1		—	11	3	0,14	0,03	0	1	0,16	—	0	1	0,01	0	1
Лякинское	13	5	5	—	10,0	1,8		—	19	7	0,07	0,01	0	1	0,11	—	0	1	0,00	0	1

Примечание. Знак «+» — подятия, подтвердившиеся бурением, «-» — подятия, не подтвердившиеся бурением. P<sub>сущ</sub> — вероятность существования подятия, рассчитанная с учетом зависимых систематических погрешностей сейсморазведки; P'<sub>сущ</sub> — вероятность существования подятия, определенная по данным бурения; P''<sub>сущ</sub> — вероятность существования подятия, определенная по сейсмическим данным; P<sup>н</sup><sub>сущ</sub> — вероятность существования подятия, рассчитанная с учетом независимых систематических погрешностей сейсморазведки.

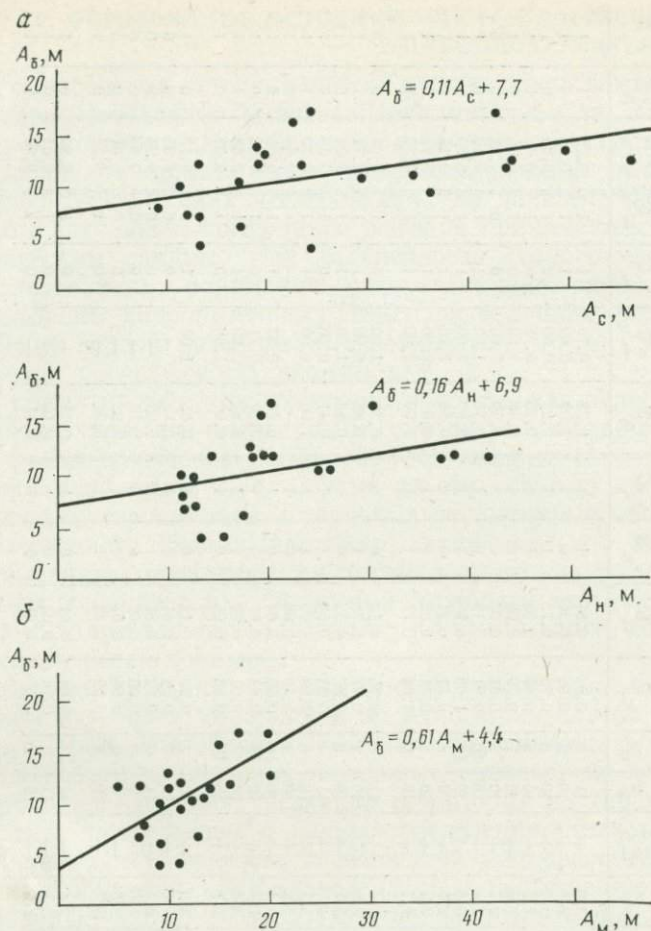


Рис. 26. Графики сопоставления амплитуд локальных поднятий  
*a* — данные сейсморазведки и бурения; *б* — данные оценки достоверности и бурения

бокого бурения, приведенных в табл. 2, следует, что амплитуды  $A_{\text{с}}$  всегда завышены по сравнению с амплитудами  $A_{\delta}$  и нередко значительно. Так, амплитуды  $A_{\text{с}}$  на Шумаркинском, Кутузовском, Западно-Кулешовском поднятиях почти в 4 раза превышают амплитуды реальных поднятий. Оценки  $A_{\text{н}}$  и  $A_{\text{м}}$  ближе к реальным значениям амплитуд  $A_{\delta}$ , причем точность определения значений по их оценкам  $A_{\text{м}}$  гораздо выше, чем по оценкам  $A_{\text{н}}$ .

На рис. 26 показаны графики зависимости между амплитудами  $A_{\delta}$  и  $A_{\text{с}}$ , а также между амплитудами  $A_{\delta}$  и их оценками  $A_{\text{н}}$  и  $A_{\text{м}}$ . Связь между указанными параметрами статистическая и описывается следующими уравнениями регрессии:

$$A_{\delta} = 0,11A_{\text{с}} + 7,7;$$

$$A_6 = 0,6A_m + 4,4; \quad (4.2.1)$$

$$A_6 = 0,16A_n + 6,9.$$

Очевидно, что чем ближе значение углового коэффициента в уравнениях регрессии к единице и чем меньше отличается свободный член от нуля, тем лучше соответствуют друг другу сравнимые параметры. Значения коэффициентов в уравнениях (4.2.1) убедительно свидетельствуют о том, что величина  $A_m$  гораздо ближе к амплитуде реального поднятия  $A_6$  на всех исследуемых площадях.

На более высокую точность определения амплитуды  $A_6$  с помощью оценки  $A_m$  по сравнению с данными сейсморазведки и оценками  $A_n$  указывают и значения коэффициентов корреляции между  $A_6$  и  $A_m$ , с одной стороны, и  $A_6$  и  $A_n$ ;  $A_6$  и  $A_n$  — с другой, которые равны соответственно 0,73, 0,31 и 0,39.

Оценки амплитуды реального поднятия  $A_6$  и  $A_n$  практически не коррелируются с фактическим значением амплитуды поднятия, определенным по данным бурения  $A_6$ .

В то же время использование описанной в работе методики надежности сейсмических структурных построений позволяет получить значение амплитуды гораздо ближе к фактическому.

Аналогичная ситуация наблюдается и при сравнении площади реального поднятия  $S_6$  с ее оценкой по сейсмическим данным  $S_c$  и величинами  $S_n$  и  $S_m$  на всех исследованных поднятиях (см. табл. 2). Если рассматривать в качестве объема продукции геофизического предприятия сумму площадей поднятий, подготовленных сейсморазведкой к глубокому бурению (В. М. Эскин, 1971 г.), то сопоставление суммарной площади поднятий по данным сейсморазведки  $\sum S_6$  с суммами  $\sum S_n$  и  $\sum S_m$  показывает следующее.

Сумма площадей поднятий для рассматриваемой совокупности структур, вычисляемая по оценкам  $S_m$ , точнее характеризует фактическую сумму площадей  $S_6$ , чем суммы площадей поднятий, определяемые по оценкам  $S_c$  и  $S_n$ .

Так, сумма площадей, определяемая по сейсмическим данным, для подтвердившихся структур и равная 157,6 км<sup>2</sup> в 1,8 раза превышает фактическую суммарную площадь поднятий, равную 85,7 км<sup>2</sup>. Сумма площадей, определяемая по оценкам  $S_n = 117$  км<sup>2</sup> превышает  $\sum S_6$  почти в 1,4 раза. В то же время оценка  $S_m$  суммарной площади равна 77,4 км<sup>2</sup>, т. е. практически совпадает с данными бурения.

Отмеченные факты позволяют более обоснованно подойти к решению вопроса о целесообразности ввода под глубокое бурение тех или иных поднятий, подготовленных сейсморазведкой. Пусть в исследуемом районе считается рентабельной разработка залежей, приуроченных к структурам, размеры которых больше каких-то наперед заданных величин. Если при составлении проекта имеется только сейсмическая информация, то любое сейсмическое поднятие размером больше заданного считается перспективным для раз-

ведки глубоким бурением. В то же время, как было показано выше, соответствующее ему реальное поднятие может оказаться незначительного размера и, следовательно, нерентабельным для разработки. Использование описанной методики анализа надежности сейсмических структурных построений позволяет отбраковать мало-достоверные сейсмические поднятия, повышая тем самым эффективность глубокого разведочного бурения.

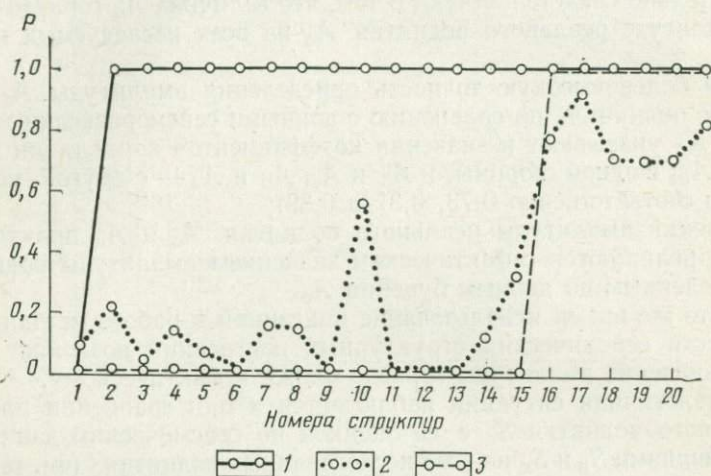


Рис. 27. Вероятность существования поднятия, размерами больше наперед заданных

1 — значения вероятности по данным сейсморазведки; 2 — то же, по оценке достоверности; 3 — то же, по данным бурения

Для количественной оценки эффективности такой методики в задаче классификации поднятий по степени надежности сейсмических построений поступим следующим образом. Будем условно считать рентабельными поднятия, площадь и амплитуда которых превышает средние величины для данной совокупности структур. Эти средние величины исходя из приведенных в табл. 2 данных составляют  $3,75 \text{ км}^2$  для площади и 10 м для амплитуды. Примем далее, что если размеры поднятия по данным сейсморазведки и бурения превышают выбранный нижний порог, то событие — существование поднятия больше наперед заданных размеров — произошло с вероятностью единица, в противном случае с вероятностью нуль. Сравним вероятности существования по всем исследуемым площадям со значениями вероятностей существования поднятий  $P_c$ , полученными в результате анализа надежности сейсмических структурных построений (рис. 27).

Нетрудно видеть, что по данным сейсморазведки 20 структур из 21 рассматриваемой являются кондиционными, их размеры и амплитуда превышают пороговый уровень. Однако по материалам

бурения только на шести площадях оказались поднятия размером больше наперед заданного. И именно эти шесть площадей после корректировки сейсмических построений с помощью методики оценки надежности выделяются высокими значениями вероятности существования поднятия размерами больше наперед заданных.

Любопытно было проследить, как изменится процент правильных решений, принимаемых на основе вероятностных характеристик поднятий, если изменить граничные размеры поднятия. Допустим «рентабельным» считается поднятие с амплитудой больше нуля и площадью больше  $3,7 \text{ км}^2$ . Из табл. 2 следует, что при указанных граничных размерах поднятий кондиционными по данным сейсморазведки следует считать 27 поднятий из 30. В то же время по данным бурения только 11 поднятий соответствуют выбранному граничному размеру, а по результатам анализа надежности 13 поднятий имеют высокие вероятности существования.

Если уменьшить граничный размер площади до  $1 \text{ км}^2$ , оставив при этом ту же граничную амплитуду поднятия, то число поднятий, которые можно считать кондиционными по данным сейсморазведки, бурения и результатам анализа надежности, равно соответственно 30, 22 и 23.

Иначе говоря, все подготовленные сейсморазведкой к бурению структуры были бы классифицированы как кондиционные. В действительности же семь из них не отвечают требованиям кондиционности, что подтверждается результатами анализа надежности.

Аналогичные результаты были получены и для различных градаций амплитуд (см. табл. 2) при значениях площадей поднятий больше нуля. Так, при граничных размерах амплитуд поднятий больших 10 м по данным сейсморазведки считаются кондиционными 24 и 30 исследуемых поднятий. По данным бурения и результатам анализа надежности число поднятий, которые можно рассматривать как кондиционные, почти в 2 раза меньше по сравнению с сейсмическими данными и соответственно равно 14 и 11. Для некоторой части из числа рассматриваемых поднятий (в основном для поднятий, выявленных в Куйбышевской области) существует возможность сравнить результаты анализа надежности, полученные при различных уровнях исходной информации о погрешностях сейсморазведки. Имеются в виду оценки надежности сейсмических структурных построений, вычисленные в предположении о независимости погрешностей сейсморазведки. Из 22 структур, на которых такие оценки построены по данным сейсморазведки, считаются кондиционными 20 структур с граничными значениями амплитуды больше 10 м и площади — больше нуля, а по данным бурения — 11 структур.

Последняя цифра практически совпадает с результатами анализа надежности, выполняемого на основе описанных в работе моделей и алгоритмов: число поднятий, которые по результатам анализа надежности получили высокие значения вероятностей, равно 10.

В то же время число поднятий, которые можно считать конди-



ционными по результатам анализа надежности, проведенного в предположении о независимости погрешностей сейсморазведки, равно 19, т. е. по существу совпадает с результатами, полученными непосредственно по сейсмическим данным. Изложенное убедительно свидетельствует о высокой эффективности вероятностных оценок надежности сейсмической информации, вычисляемых на основе методики анализа надежности, при классификации поднятий по степени достоверности сейсмических построений.

До сих пор рассматривались оценки таких параметров структуры, как ее площадь и амплитуда. Однако не меньшее практиче-

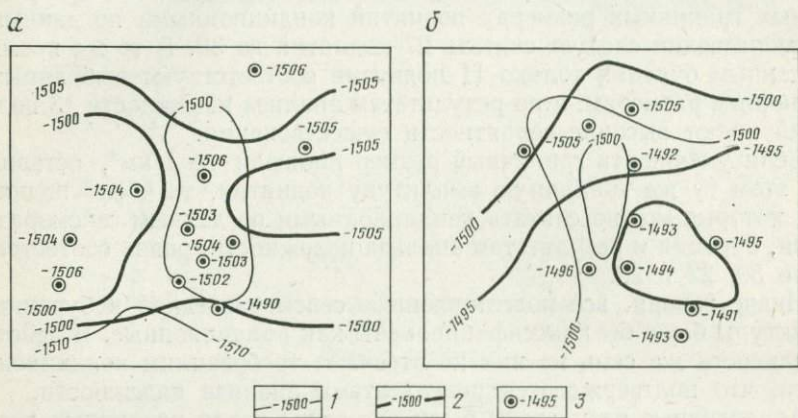


Рис. 28. Сопоставление структурных карт по отражающему горизонту Д а — Лякинская площадь; б — Нуркевская площадь; 1 — изогипсы по данным сейсморазведки (в м); 2 — изогипсы с учетом систематических погрешностей (в м); 3 — отметки глубин по данным бурения (в м)

ское значение имеет оценка конфигурации поднятия, т. е. определение положения свода структуры, направления ее осей и т. д. Знание оценок этих параметров необходимо для выбора точек заложения поисковых и разведочных скважин. Между тем непосредственно по сейсмическим данным при наличии систематических погрешностей, радиус корреляции которых сопоставим с размерами поднятия, правильно решать такую задачу не всегда удается. Часто, например, сводовая часть реального поднятия оказывается в стороне от свода сейсмического поднятия на расстоянии 2—4 км.

Районирование территорий, изучаемых сейсморазведкой по типам полей погрешностей, позволяет оценивать в среднем результат действия систематических погрешностей на каждой локальной площади. Такой оценкой является функция  $M\Delta(x, y)$  — математическое ожидание случайных полей погрешностей, описывающих центрированные отклонения данных сейсморазведки от данных бурения. Поскольку наиболее существенные несовпадения в плане между сейсмическими и реальными поднятиями связаны именно с систематическими погрешностями сейсморазведки, естественно, что

их учет должен позволить более обоснованно оценивать ожидаемую конфигурацию реального поднятия.

На рис. 28, б представлены структурные карты по отражающему горизонту Д на Нуркеевской площади в Татарской АССР (см. табл. 2). Первая карта построена по сейсмическим данным, вторая карта построена с учетом функции  $M\Delta(x, y)$  для этой же площади (зона IIIб на карте районирования Волго-Уральской области по отражающему горизонту Д, см. рис. 8). Из сопоставления рисунков видно, что на второй структурной карте замкнутая изогипса сместилась относительно таковой на первой карте к юго-востоку приблизительно на 1,5 км. Результаты бурения на Нуркеевской площади подтверждают существование здесь локального поднятия, свод которого смещен относительно свода сейсмического поднятия к юго-востоку. Более того многие сейсмические поднятия в пределах Татарской АССР (см. табл. 2) после учета влияния систематических погрешностей [функции  $M\Delta(x, y)$ ] вообще превратились в структурные носы и это также подтверждается результатами глубокого бурения.

Иная картина наблюдается на площадях, расположенных в пределах Куйбышевской области (см. рис. 22, 23). Построенные здесь структурные карты по отражающему горизонту У практически не

изменили свою конфигурацию после учета влияния систематических погрешностей. Своды поднятий, направления осей складок на структурных картах, полученных после сложения сейсмических структурных карт с полем  $M\Delta(x, y)$ , сохранили свое местоположение относительно сводов сейсмических поднятий и их осей. Отмеченные различия в морфологии структурных карт, построенных с учетом и без учета систематических погрешностей на площадях Татарской АССР и Куйбышевской области, объясняются в первую очередь различным видом полей  $M\Delta(x, y)$  для указанных территорий (рис. 29, а и б). Если поле  $M\Delta(x, y)$ , изображенное на рис. 29, а, резко асимметрично и вытянуто в направлении юго-восток — северо-запад, а область максимального прогибания функции  $M\Delta(x, y)$  смещена относительно центра поля, то поле  $M\Delta(x, y)$  на рис. 29, б симметричное, область максимального прогибания функции  $M\Delta(x, y)$  совпадает с центром поля. Естественно, что при сложении сейсмических полей с полем  $M\Delta(x, y)$  на площадях, расположенных в пределах Куйбышевской области, конфигурация таких полей изменяется незначительно по сравнению

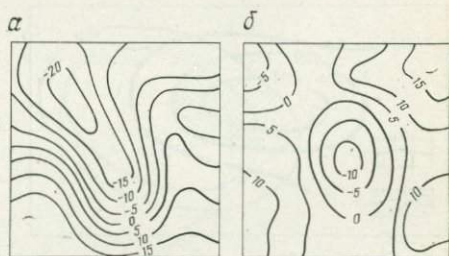


Рис. 29. Математическое ожидание систематических погрешностей сейсморазведки (Волго-Уральская провинция, отражающий горизонт У)  
а — зона IIIа; б — зона IIIб

с конфигурацией сейсмических полей, построенных с учетом функции  $M\Delta(x, y)$  на площадях Татарской АССР.

Вместе с тем, как указывалось выше, параметры поднятий — амплитуда и площадь, определяемые по сейсмическим структурным картам, построенным с учетом систематических погрешностей, гораздо точнее характеризуют реальные параметры структур по сравнению с оценками этих параметров по сейсмическим данным.

Тот факт, что конфигурация геологических полей гораздо точнее может быть оценена по сейсмическим структурным картам, построенным с учетом влияния систематических погрешностей, подтверждается и по результатам сопоставления средних квадратических погрешностей карт  $\sigma_k$ , вычисленных до и после того, как в сейсмических построениях были учтены систематические погрешности. Из приведенных в табл. 2 данных следует, что систематические погрешности в 2—3 раза меньше средней квадратической погрешности карты, вычисленной при непосредственном сопоставлении результатов бурения с данными сейсмо-разведки.

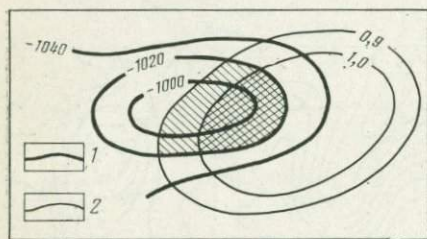


Рис. 30. Сопоставление структурной карты с картой вероятности  
 $i$  — изогипсы отражающего горизонта (в м);  
 $2$  — линии равных вероятностей

На основании изложенного можно заключить, что количественный учет систематических погрешностей позволяет строить наилучшие (в статистическом смысле) оценки геологического горизонта на каждой, разведываемой сейсмическими методами, площади. Однако, поскольку такая оценка строится всегда с некоторой дисперсией, отличие между поверхностью геологического горизонта и ее оценкой может оказаться значительным. Чтобы количественно оценить наличие возможного смещения между указанными поверхностями, предлагается пользоваться функцией достоверности. Такая функция, построенная на элементах поверхности  $\tilde{H}(x, y)$  (оценки истинной геологической поверхности), позволяет каждому элементу поверхности  $\tilde{H}(x, y)$  указать вероятность его принадлежности локальному поднятию. Тем самым создаются благоприятные предпосылки для задания глубоких скважин в лучших структурных условиях, чем это можно сделать непосредственно по сейсмическим данным.

Чтобы оценить, насколько эффективно использование функции достоверности при решении этой задачи, поступим следующим образом. Для функции фиксированных значений линий уровня функции достоверности [функция  $d(\lambda)$ ] в интервале от 0 до 1 с шагом 0,1 на каждой структуре из рассматриваемой совокупности вычис-

лим отношение площади  $S_1$ , образованной пересечением линии уровня с последней замкнутой изогипсой, ограничивающей локальное поднятие на структурной геологической карте, ко всей площади  $S$ , образованной такой изогипсой (рис. 30).

Очевидно, что эти отношения будут равны нулю, если линия уровня не пересекает локальное поднятие, и единице, если линия уровня совпадает с последней замкнутой изогипсой. В качестве оценки  $S_1/S$  для данного фиксированного уровня значений функций  $d(\lambda)$  выберем среднюю величину  $S_1/S$  по всем структурам рассматриваемой совокупности.

Ясно, что решения, принимаемые о координатах точек заложения глубоких скважин на основании функции достоверности, будут тем обоснованней, чем ближе значения функции  $d(\lambda)$  к соответствующим им величинам  $S_1/S$ .

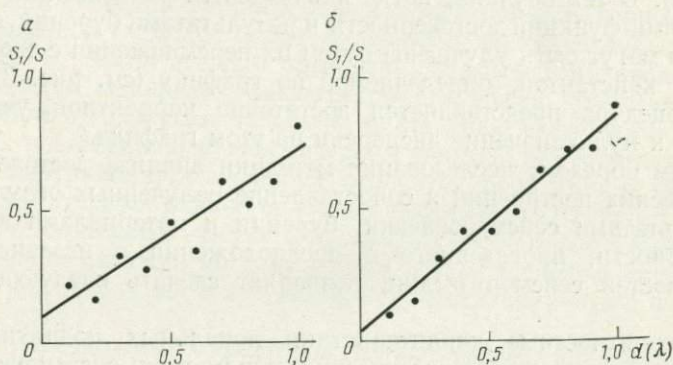


Рис. 31. Графики зависимости между значениями  $S_1/S$  и  $d(\lambda)$   
 $a - S_1/S = 0,63 d(\lambda) + 0,1$ ;  $б - S_1/S = 0,8 d(\lambda) + 0,04$

На рис. 31 приведены графики зависимости между значениями  $S_1/S$  и функции  $d(\lambda)$ . При вычислении функции достоверности в качестве оценки истинной геологической поверхности были выбраны сейсмическая карта и сейсмическая структурная карта, построенная с учетом влияния систематических погрешностей  $M\Delta(x, y)$ .

Построение функции достоверности осуществлялось для следующих граничных параметров поднятий: площадь более  $3,75 \text{ км}^2$  и амплитуда более  $10 \text{ м}$ . Поэтому из выборки при вычислении отношений  $S_1/S$  были исключены реальные структуры, параметры которых меньше указанных.

Зависимость между величинами  $S_1/S$  и  $d(\lambda)$  описывается следующими уравнениями регрессии:

$$S_1/S = 0,63d(\lambda) + 0,1; \quad (4.2.2)$$

$$S_1/S = 0,8d(\lambda) + 0,04. \quad (4.2.3)$$

Нетрудно видеть, что угловой коэффициент в уравнении (4.2.3) гораздо ближе к единице, чем угловой коэффициент в уравнении (4.2.2). Наоборот, свободный член уравнения (4.2.3) более чем в 2 раза меньше свободного члена в уравнении (4.2.2) и почти равен нулю. Дисперсия, характеризующая разброс точек около осредняющей линии на рис. 31, а, почти в 3 раза превышает дисперсию на рис. 31, б: дисперсии равны соответственно 0,0023 и 0,0064. Следовательно, функция достоверности, построенная с учетом влияния систематических погрешностей, более эффективна при определении координат точек заложения глубоких разведочных скважин и это подтверждается результатами бурения. Подавляющее большинство скважин, пробуренных на площадях рассматриваемой совокупности, расположены в непосредственной близости от точек площади, где отмечены достаточно высокие значения функции  $d(\lambda)$ . В тех случаях, когда наблюдаются расхождения между значениями функции достоверности и результатами бурения, оценки функции могут быть улучшены путем их перемножения с соответствующей константой, определяемой по графику (см. рис. 31). Такая процедура представляется достаточно корректной, учитывая близкое к нулю значение дисперсии на этом графике.

Таким образом, исследование методики анализа достоверности сейсмических построений и сопоставление полученных результатов с результатами сейсморазведки, бурения и материалами анализа достоверности, проведенного в предположении о независимости погрешностей сейсморазведки, позволяет сделать следующие выводы.

1. Вероятностные характеристики локальных поднятий, вычисленные с учетом статистических параметров систематических погрешностей, позволяют более обоснованно решать задачу выбора первоочередных объектов для буровых работ.

2. Количественный учет систематических погрешностей позволяет достаточно обоснованно выбирать координаты точек заложения глубоких скважин.

3. Использование методики оценки достоверности позволяет существенно улучшать оценки параметров локальных поднятий (амплитуды, площади, конфигурация).

#### 4.3. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДИКИ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ ПРИ АНАЛИЗЕ СТРУКТУРНОГО ФОНДА

Под структурным фондом понимается совокупность локальных поднятий, подготовленных геофизическими организациями к глубокому разведочному бурению. Эта совокупность четко разделяется на две группы. Первую группу составляют локальные поднятия, на которых бурение еще не проводилось. Вторую группу составляют так называемые «неопределенные структуры», т. е. локальные поднятия, на которых пробурено по 1—2 скважины и не получено промышленных притоков нефти или газа.

Соответственно свойствам описанных групп принципиально различаются задачи анализа составляющих их структур. В первом случае необходимо классифицировать структуры по степени достоверности существования для составления обоснованной очередности разбуривания и выведения из фонда недостоверных поднятий.

Во втором случае необходимо выяснить, какова целесообразность дальнейшего разбуривания поднятий или проведения на них дополнительных сейсмических исследований. В случае отрицательного ответа структуры следует вывести из фонда подготовленных поднятий.

Рассмотрим, в какой степени описанная методика оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным может быть использована для анализа структурного фонда в каждом из его групп.

1. При решении вопроса о целесообразности и первоочередности ввода под глубокое бурение структур, подготовленных сейсморазведкой, геологические организации обычно руководствуются следующими основными фактами: а) размерами поднятия и соответственно ожидаемыми запасами, б) степенью уверенности в структурных построениях по сейсмическим данным; в) нефтегазоперспективностью района, к которому относится поднятие; г) соотношением структурных планов основных нефтегазосодержащих горизонтов, т. е. строением участка с точки зрения его разведки минимальным числом скважин; д) близостью площади к местам сосредоточения буровой техники и населенным пунктам, наличием дорог, воды, глины и т. п.

Из перечисленных факторов только нефтегазоперспективность и географическое положение исследуемой площади не зависят от точности и достоверности структурных построений по сейсмическим данным. Остальные факторы могут быть уточнены с помощью методики оценки достоверности следующим образом.

Размеры поднятия и ожидаемые запасы корректируются с помощью расчета математического ожидания амплитуды, площади и объема локального поднятия, а также путем построения карты вероятности принадлежности точек площади проекции залежи. Необходимые для построения этой карты сведения о мощности коллектора и коэффициента заполнения ловушки задаются самими геологами в виде средних цифр для района, к которому относится поднятие, или в виде дискретной функции плотности распределения (гистограммы) этих параметров на разбуренных площадях района.

Степень уверенности в сейсмических построениях оценивается с помощью значения вероятности существования на исследуемой площади поднятия размерами не меньше наперед заданного. Последние должны определяться исходя из размеров структуры с минимальными промышленными запасами для данного района.

Соотношение структурных планов корректируется с помощью построения для каждого продуктивного горизонта карты вероят-

ности принадлежности точек исследуемой площади проекции локального поднятия. Совместный анализ таких карт позволяет выявить точки с максимальной вероятностью принадлежности точек локальному поднятию по всем продуктивным горизонтам. Значение этой вероятности позволяет решить вопрос о минимально необходимом количестве поисковых скважин.

Таким образом, набор вероятностных характеристик является важной дополнительной информацией при анализе поднятий, подготовленных сейсморазведкой к бурению.

Рассмотрим изложенные принципы анализа структурного фонда на примере ряда площадей Куйбышевской области (табл. 3). Эти поднятия были введены в фонд подготовленных к разведочному бурению в 1974—1975 гг. В 1975 г. был проведен их анализ с использованием результатов оценки достоверности. К настоящему времени все эти площади разбурены, и мы имеем возможность оценить правильность как принципов методики оценки достоверности так и проведенной классификации.

Т а б л и ц а 3

Название структуры	$S_c$	$A_c$	$d$ (λ)	$P_{\text{сущ}}$ ( $S > 3 \text{ км}^2$ , $A > 15 \text{ м}$ )	$M$ (S)	$M$ (A)	Тектоническая зона	Характеристика зоны	Место в классификации
Софьинская	13,4	30	0,96	0,71	3,2	17	Алексеевский выступ	Слабо изучена	I
Дзержинская	9,5	20	0,94	0,75	4,0	16	То же	То же	II
Елецкая	7,7	30	0,60	0,64	3,1	16	Жабинский вал	Перспективна	V
Южно-Сварзовская	6,1	15	0,78	0,41	1,4	10	Сидоровский выступ	То же	IV
Никоновская	5,3	15	0,61	0,34	1,0	13	Алексеевский выступ	Слабо изучена	VII
Западно-Украинская	5,0	20	0,69	0,37	2,6	16	Иргизский вал	То же	VI
Островская	4,0	30	0,93	0,26	1,4	12	Сидоровский выступ	Перспективна	III

В табл. 3 все структуры расположены в порядке, определяемом значением их площади по сейсмическим данным. Приведены также данные, необходимые для анализа. Как видно из табл. 3, перспективность поднятия с учетом оценок достоверности не всегда соответствует его параметрам по сейсмическим данным. Так, из двух поднятий, приуроченных к Сидоровскому выступу фундамента, более высокое место в ранжире занимает Островское поднятие, хотя по сейсмическим данным его площадь и амплитуда существенно меньше, чем у Южно-Сварзовского.

Елецкое поднятие, одно из наиболее крупных в рассматриваемой группе, по вероятностным оценкам оказалось только на V месте,

причем по максимальному значению функции достоверности его следовало бы поставить еще дальше.

Интересно сопоставить теперь результаты анализа этих поднятий с данными последующего глубокого бурения (табл. 4). В табл. 4 структуры расставлены по результатам выводов об их нефтеперспективности с учетом вероятностных оценок достоверности сейсмических построений. На каждой структуре пробурено по одной скважине.

Таблица 4

Название структуры	Нефтегазоносность
Софьинская	Нефть, дебит 58,7 т/с
Дзержинская	Нефть, дебит 9,0 т/с
Островская	Нефть, дебит 99,0 т/с
Южно-Сварзовская	Нет продуктивных пластов
Елецкая	» » »
Западно-Украинская	» » »
Никоновская	Конденсат, дебит 8,6 м <sup>3</sup> /с

Как видно из табл. 4, прогноз был составлен в основном правильно. Стопроцентного совпадения результатов не должно быть в принципе, поскольку прогноз выполняется на вероятностном уровне. Значения вероятностей, приведенные в табл. 3, для всех поднятий значимо меньше единицы.

Наиболее интересным результатом является открытие значительного по запасам нефтяного месторождения на Островской структуре, которая по чисто сейсмической информации стояла на последнем месте, и подтверждение низкой перспективности Елецкого поднятия, занимавшего по сейсмическим данным III место.

II. Основной особенностью анализа неопределенных структур является необходимость объединения информации, полученной после сейсмической разведки и исследований в скважинах. При этом следует помнить, что геолого-геофизическая информация определяется со свойственными каждому способу измерений погрешностями и является вероятностной оценкой фактического состояния природы.

Ситуация, когда пробуренная в своде сейсмического поднятия скважина не обнаружила признаков нефтегазоносности, может быть связана с тремя возможными состояниями: а) отсутствием реального поднятия и, следовательно, залежи; б) смещением свода реального поднятия, а следовательно, и залежи, относительно сейсмического; в) отсутствием залежи при наличии реального поднятия.

Оценка того, к какому из этих реальных условий относится ситуация на исследуемой площади может быть сделана с помощью



расчета соответствующих вероятностных характеристик. В зависимости от результата такой оценки делается заключение о перспективности дальнейших геолого-геофизических исследований на данной неопределенной структуре. Если структура не исключается из фонда, необходимо продолжать эти исследования (выбрать точку заложения следующих скважин, выделить участок для детализационных сейсмических работ и т. д.). Для дополнительных исследований необходимо рассчитать еще один набор вероятностных характеристик.

Рассмотрим подробнее методику использования вероятностных характеристик для анализа неопределенных структур:

Первый этап анализа предусматривает расчет карт вероятностей принадлежности точек исследуемой площади своду локального поднятия и залежи. Расчет производится с учетом точки расположения на площади сухой скважины. При моделировании равновероятностных вариантов положения разведваемой границы дисперсия погрешностей сейсморазведки в этой точке принимается равной нулю, т. е., в каждом варианте граница пройдет через отметку глубины, полученной по данным бурения. Построенная, таким образом, карта вероятности принадлежности точек площади своду локального поднятия позволит ответить на вопрос о возможности смещения скважины относительно свода реального поднятия.

При расчете карты вероятности принадлежности точек площади проекции залежи будут отвергаться варианты, когда сухая скважина оказывается в контуре возможной залежи. Такая карта позволит ответить на вопрос о возможности отсутствия залежи на исследуемой площади. Наконец, совместное распределение  $P(S, A)$  позволит ответить на вопрос о вероятности существования поднятия, размерами и амплитудой больше наперед заданных, при фиксированной глубине в точке заложения скважины, оказавшейся сухой.

В совокупности описанные вероятностные характеристики позволяют сделать обоснованное заключение о целесообразности дополнительной разведки неопределенной структуры. Если это заключение положительно, необходимо наметить методику разведки, первоочередность объектов, бурить одну скважину или несколько или произвести вначале дополнительные сейсмические исследования и т. п.

Первоочередность разведки устанавливается по принципам, изложенным при описании методики анализа совокупности неразбуренных структур.

Вопрос о количестве и месте заложения дополнительных скважин решается с помощью расчета карты вероятностей принадлежности точек исследуемой площади локальному поднятию и спектра реализаций. Если, например, по спектру видно, что в подавляющем большинстве реализаций выделяется два поднятия или более, а из карты следует, что они с высокой вероятностью располагаются

вдалеке от сухой скважины, можно ставить вопрос об одновременном бурении двух скважин. Разумеется, описанное положение представляет собой только принципиальную схему анализа фонда неопределенных структур. В каждом конкретном случае необходимо учитывать всю совокупность геолого-геофизических факторов. Так, отсутствие или наличие в разрезе скважины коллекторов принципиально меняет характер выводов из анализа вероятностных характеристик и т. д.

Анализ фонда неопределенных структур с использованием вероятностных характеристик широко применяется в течение ряда лет во многих геолого-геофизических организациях МНП. Так, только в тресте Куйбышевнефтегеофизика сделано заключение более чем по 10 объектам.

Рассмотрим в качестве примера наиболее характерные результаты.

Верхне-Ивановское поднятие, расположенное на территории Куйбышевской области в пределах Озеркинского выступа фундамента, было отнесено в разряд «неопределенных структур» из-за отрицательных результатов опробования первой разведочной скважины. Основанием для рекомендации поднятия к дополнительной разведке были высокая вероятность его существования ( $P_{\text{суц}} = 0,91$ ), приуроченность максимальных значений функции достоверности к области, смещенной относительно свода сейсмического поднятия на 1,5 км, и высокие перспективы нефтегазоносности зоны, в которой оно расположено. В результате дополнительного бурения на Верхне-Ивановском поднятии из отложений верейского горизонта среднего карбона был получен приток нефти.

Мулловская структура, также расположенная на территории Куйбышевской области в Ставропольской депрессии, была отнесена к разряду «неопределенных» из-за отсутствия продуктивных горизонтов, хотя сам факт отсутствия поднятия не был установлен. Анализ достоверности позволил сделать вывод о бесперспективности дальнейшей разведки. Пробуренная после этого скважина установила факт отсутствия поднятия. После этого Мулловская площадь была выведена из структурного фонда.

К настоящей времени имеется немало примеров проверки бурением неопределенных структур. Пока трудно говорить о практической эффективности анализа фонда таких структур, однако высокая подтверждаемость вероятностного прогноза на очень большом (свыше 100) количестве поднятий, подготовленных сейсморазведкой и впоследствии разбуренных, свидетельствует о принципиальной правильности такого анализа и о возможности его широкого использования.

Если в отсутствие материалов бурения наблюдается высокая подтверждаемость вероятностных оценок, то при наличии конкретной априорной геологической информации вероятность правильного прогноза должна быть еще выше.

#### 4.4. ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДИКИ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ ПРИ ПРОЕКТИРОВАНИИ СЕЙСМОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ

Возможность использования статистических характеристик погрешностей сейсморазведки при проектировании сейсморазведочных работ обусловлена тем, что в зависимости от вида этих характеристик требуются различные способы подавления погрешностей. Например, для какого-нибудь района известно, что погрешности, искажающие результивные сейсмические материалы, практически независимы, т. е. их автокорреляционная функция очень быстро убывает с расстоянием и на расстоянии 1—1,5 км незначимо отличается от нуля. Тогда повышение эффективности сейсморазведки в таком районе может быть обеспечено простым увеличением количества наблюдений (сгущением сети профилей) без проведения каких-либо дополнительных дорогостоящих работ. При наличии сведений о систематическом характере погрешностей, искажающих результивные сейсмические материалы, проведению сейсморазведочных работ должно предшествовать изучение литолого-физических характеристик разреза. Поиск нефтегазоносных объектов в таких районах должен проводиться как со значительным усложнением самих сейсморазведочных работ, так и, возможно, с привлечением других геофизических методов, таких, например, как высокоточная гравиразведка и др. Простое сгущение сети профилей не дает здесь никакого эффекта.

В тех районах, где погрешности сейсморазведки обусловлены главным образом литологической неоднородностью верхней части разреза, и при этом борьба с такими погрешностями путем усложнения методики обработки является весьма трудоемкой задачей, может оказаться целесообразным увеличить объем параметрического бурения до первой жесткой границы. Подобных примеров можно привести множество. Все они показывают, что использование статистических характеристик систематических погрешностей сейсморазведки, помимо своего основного назначения — обеспечить информационной базой математический аппарат расчета вероятностных характеристик, — может иметь и самостоятельное значение.

В разделе 4.1 рассматривались принципы использования математического ожидания систематических погрешностей для преобразования результивных сейсмических построений с целью получения оценки математического ожидания истинной геологической поверхности. В данном разделе основное внимание уделено принципам использования двух других характеристик — автокорреляционной функции и дисперсии. Для лучшего понимания рассмотренные методики использования ФАК и дисперсии будет производиться на конкретных геолого-геофизических материалах Волго-Уральской нефтегазоносной провинции.

Накопленный к настоящему времени опыт сейсморазведочных работ на территории платформенной части Волго-Уральской нефте-

газоносной провинции показывает, что на качество построений по отражающему горизонту  $У$  во многих случаях решающее влияние оказывает неучет скоростных неоднородностей над первой жесткой границей (ПЖГ) в пермских отложениях и трудности в установлении гипсометрического положения самой этой границы. Например, в пределах Камско-Кинельской системы прогибов не всегда надежно и устойчиво ПЖГ картируется из-за наличия перехода от терригенных пород к карбонатным. Как свидетельствуют данные бурения, этот переход не является резким, а происходит через пачку отложений промежуточного литологического состава, что снижает выразительность сейсмической записи.

В Юрюзано-Сылвенской и Соликамской депрессиях верхняя часть разреза представлена на сейсмических записях множеством непротяженных отражений от карбонатных и галогенных закарстованных пород. Примеров такого рода можно привести много. В целом можно сделать вывод о том, что систематические погрешности сейсмических построений по горизонту  $У$  в прогибах, подобных описанному, связаны в первую очередь с трудностями установления первой жесткой границы. Этот вывод можно сделать независимо, по результатам изучения статистических характеристик полей погрешностей сейсморазведки по отражающему горизонту  $K_2$ , отождествляемому с первой жесткой границей. На рис. 32 приведены графики нормированной автокорреляционной функции погрешностей, полученные для отражающего горизонта  $K_2$  в различных районах платформенной части Волго-Уральской провинции. График *III* соответствует областям, совпадающим с прогибами на тектонической карте исследуемой территории. Из рассмотрения графика *III* видно, что ФАК погрешностей незначительно отличается от нуля только при расстояниях свыше 2,5 км. Следовательно, до таких расстояний погрешности построений горизонта  $K_2$  и являются зависимыми. Это значит, что в рельефе первой жесткой границы могут выделяться ложные структурные формы размерами 2—2,5 км, т. е. соизмеримые с размерами поднятий, картируемых по глубоким горизонтам.

Путем несложных преобразований можно показать, что промежуточная карбонатная толща между горизонтами  $K_2$  и  $У$  не вносит существенных дополнительных коррелируемых погрешностей в структурные построения по горизонту  $У$ .

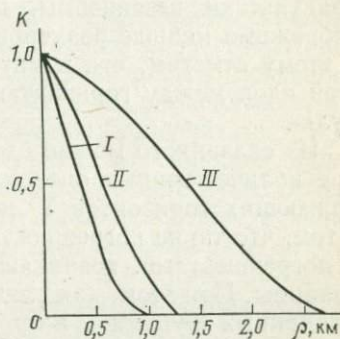


Рис. 32. Нормированные функции автокорреляции полей погрешностей сейсморазведки (отражающий горизонт ( $K_2$ ))  
I—III — зоны областей с различными типами погрешностей

В самом деле, для зон, соответствующих ФАК, изображенной на рис. 32, радиус корреляции погрешностей по горизонту  $У$  составляет приблизительно 1 км.

В соответствии с формулой определения автокорреляционной функции разности двух случайных функций [3]  $K_{У-K_2} = K_У + K_{K_2} - 2R$ , где  $R$  функция взаимной корреляции случайных функций  $\Delta_У(x, y)$  и  $\Delta_{K_2}(x, y)$ , получим  $K_{У-K_2}(\rho) \approx 0$  при  $\rho \approx 300$  м.

Таким образом, погрешности, вносимые промежуточной толщиной в структурные построения по отражающему горизонту  $У$ , практически независимы, поскольку радиус их корреляции пренебрежимо меньше размеров картируемых объектов. В дополнение к этому отметим, что и математическое ожидание поля погрешностей слоя между горизонтами  $У$  и  $K_2$  также практически равно нулю.

Из сказанного можно сделать вывод, что совместное рассмотрение количественных оценок погрешностей сейсморазведки для отражающих горизонтов  $У$  и  $K_2$  подтверждает качественный вывод о том, что такие погрешности в прогибах связаны главным образом в погрешностями, возникающими при построении первой жесткой границы. При этом, как следует из рассмотренных выше автокорреляционных функций, погрешности, связанные с построением горизонта  $K_2$  в указанных зонах, являются существенно зависимыми. Это значит, что сгущение сети профилей для повышения точности площадных построений не даст здесь ожидаемого статистического эффекта. В таких условиях надо улучшить процедуру коррекции длиннопериодных статистических поправок или сгущать сеть параметрических скважин.

В пределах сводов Волго-Уральской провинции верхний терригенный комплекс более однороден в литологическом плане и отличается большим постоянством скоростей распространения сейсмических волн. В этих условиях исследование ФАК и дисперсии погрешностей сейсморазведки по горизонту  $K_2$  показывает следующее. Для функции автокорреляции характерен радиус корреляции, изменяющийся в интервале 700—900 м. Иначе говоря, погрешности по горизонту  $K_2$  в пределах сводов практически независимы. Дисперсия изменяется в пределах 240—280 м<sup>2</sup>, а значение математического ожидания погрешностей близко к нулю.

Статистические характеристики погрешностей по отражающему горизонту  $У$  для тех же районов существенно отличны от описанных. Радиус корреляции погрешностей составляет 2200—2500 м. Функция  $M\Delta_У(x, y)$ , как правило, представляет собой синклиналь с амплитудой прогибания около 20—25 м. Причем на отдельных совокупностях объектов поля  $M\Delta_У(x, y)$  имеют четко выраженную анизотропию, указывающую на закономерное изменение погрешностей в данных районах.

Сравнивая статистические характеристики погрешностей по

горизонтам У и  $K_2$  и производя вычисления, аналогичные описанным выше, получим, что погрешности промежуточного слоя между горизонтами У и  $K_2$  характеризуются полого спадающей функцией автокорреляции с радиусом корреляции около 1,5 км и дисперсией свыше 300 м<sup>2</sup>. Можно предположить поэтому, что именно с такого рода сильно коррелированными погрешностями и связаны многие неудачи, имеющие место при проверке бурением сейсмических структурных построений по горизонту У.

Аналогичную процедуру можно проделать для выяснения характера отдельных погрешностей, составляющих полную погрешность построения отражающего горизонта Д. Наличие обширных общих частей на схемах районирования по типам полей погрешностей сейсморазведки по горизонтам У и Д позволяет построить для таких участков оценки статистических характеристик погрешностей структурных построений по горизонту Д, вызванных влиянием терригенно-карбонатного комплекса между горизонтами У и Д.

Не останавливаясь здесь на взаимосвязи погрешностей, обусловленных сейсмогеологическими условиями соответствующих геотектонических зон, отметим лишь, что знание соответствующих характеристик погрешностей позволяет наметить способы для их подавления.

Приведем несколько практических выводов об этих способах для некоторых зон схемы районирования (см. рис. 7).

1. Зона I характеризуется довольно простым сейсмогеологическим строением и некоррелированным характером погрешностей, искажающих результативные сейсмические материалы. Поэтому повышение геологической эффективности сейсморазведки в данной зоне должно опираться прежде всего на использование при интерпретации материалов по отражающим горизонтам У и Д более совершенных статистических способов обработки геофизических наблюдений — двумерное сглаживание с использованием ЭВМ или высокочастотная фильтрация временных разрезов.

2. В зоне IIIa основными источниками погрешностей сейсморазведки являются толщи между отражающими горизонтами  $K_2$  и У и У и Д. Погрешности, обусловленные этими толщами, сильно коррелированы и связаны в основном с неучетом градиента пластовых скоростей. Основным средством повышения эффективности сейсморазведки в этой зоне является изучение скоростных параметров разреза указанных толщ. Статистические способы обработки здесь малопригодны.

#### **4.5. ПРОВЕРКА ЭФФЕКТИВНОСТИ МЕТОДИКИ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ НА РЕАЛЬНЫХ МАТЕРИАЛАХ**

В предыдущих разделах уже приводились отдельные примеры проверки рекомендаций, выдаваемых на основании анализа достоверности структурных построений по сейсмическим данным. Эти рекомендации в основном относились к вопросу о целесообразности

бурения скважины на поднятиях, подготовленных сейсморазведкой. Здесь следует отметить важное обстоятельство. В настоящее время методика оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным не является еще обязательным элементом в практике геологоразведочного процесса при поисках нефтяных и газовых месторождений. Она проходит только стадию производственного опробования. Поэтому при принятии геологическими организациями решения о вводе того или иного объекта под глубокое разведочное бурение никак не учитываются вероятностные характеристики данного объекта и степень доверия к структурным построениям. Благодаря отмеченному факту имеется возможность проверить заключения как о высокой, так и о низкой достоверности сейсмических объектов, поскольку практически бурение проводится на всех поднятиях, подготовленных (или даже только выявленных) сейсморазведкой.

К настоящему времени накоплен достаточно представительный статистический материал по геофизическим организациям МНП и МИНГЕО СССР о подтверждаемости вероятностных оценок достоверности структурных построений по сейсмическим данным результатами последующего глубокого бурения. По одному только тресту Башнефтегеофизика проверено свыше 50 поднятий. А всего мы располагаем более чем 100 поднятиями, где правильность заключения о соответствии сейсмического объекта реальной антиклинальной складке проверена материалами последующего бурения. В основном эти поднятия подготовлены, кроме указанного, еще трестами Куйбышевнефтегеофизика, Пермнефтегеофизика, Ставропольнефтегеофизика.

В табл. 5 приведены результаты проверки бурением оценки достоверности для ряда поднятий, расположенных в платформенной части Волго-Уральской области (по данным треста Башнефтегеофизика, рис. 33). Проверялась оценка вероятности существования поднятия, размерами и амплитудой больше его математического ожидания [8].

Из табл. 5 видно, что в подавляющем большинстве случаев вероятностная оценка подтверждена последующим бурением. Минимальный уровень достоверности для данной группы поднятий составлял  $P_{\min} = 0,60$ . Из 28 приведенных поднятий лишь на четырех прогноз относительно реальности существования не подтвердился. Причем особенно следует выделить прогноз на Южно-Шланлинской структуре. Дело в том, что этот структурный элемент не представляет собой антиклинальную складку (рис. 34). Вероятность существования на Южно-Шланлинской площади локального поднятия крайне невелика и составляет всего 0,20. Однако тектоническое положение площади заставляет предположить здесь наличие структурного выступа, ограниченного грабенообразным прогибом. Вероятность существования такого элемента намного выше — 0,78. С точки зрения минимального уровня достоверности существования Южно-Шланлинского структурного вы-

ступа не вызывает сомнений. Отметим, что специально для описываемой площади рассчитывалась новая характеристика — вероятность существования прогнутой зоны, которая составила 0,62.

В пределах Южно-Шланлинского выступа пробурены две скважины. Одна из них, расположенная в области максимальных значений вероятностей принадлежности точки площади структурному выступу, оказалась нефтеносной. Другая скважина подтвердила существование грабенообразного прогиба, оконтуривающего Южно-Шланлинский выступ с запада.

Рассмотренный пример показывает еще раз важность комплексного анализа вероятностных характеристик и априорной геологической информации при решении вопроса о передаче сейсмического объекта под глубокое разведочное бурение.

Таблица 5

Название структуры (поднятия)	Отражающий горизонт	$P_{\text{сущ}}$	Результат бурения	Прогноз
Преображенское	У	0,58	Подтвердился	Не подтвердился
Новое	У	1,00	»	Подтвердился
Южно-Московское	У	1,00	»	»
Нигматулинское	Д	0,67	»	»
Игенченское	Д	0,65	»	»
Северо-Мачетлинское	В	1,00	»	»
Южно-Шланлинское	Д	0,78	»	»
Уразметовское	Д	0,75	»	»
Восточно-Кипчакское	Д	0,64	»	»
Мало-Аскаровское	У	0,91	»	»
Татер-Башская	У	0,65	»	»
Югомашевская	У	0,88	»	»
Шейхалинское	У	0,51	»	Не подтвердился
Ивановское	У	0,63	»	Подтвердился
Дмитриевское	У	0,61	»	»
Тазларовское	Д	0,51	Не подтвердился	»
Азякское	Д	0,53	»	»
Васильевское	Д	0,42	»	»
Потаповское	У	0,35	»	»
Восточно-Мурадымовское	У	0,40	»	»
Усминское	Д	0,82	»	Не подтвердился
Изяковское	Д	0,38	»	Подтвердился
Калининское	Д	0,54	»	»
Кабаковское	Д	0,41	»	»
Восточно-Сазоновское	У	0,43	»	»
Восточно-Тунчудлинское	В	0,92	»	Не подтвердился
Нижне-Карьявдинское	Д	0,20	»	Подтвердился
Нижне-Михайловское	Д	0,40	»	»

В табл. 6 приведены данные о результатах бурения на структурах, подготовленных сейсморазведкой МОГТ. Интересно проверить, насколько эффективной оказалась методика оценки точности этого метода сейсморазведки, использованная при расчете вероят-



ности существования поднятия (по данным треста Башнефтегеофизика). Во всех восьми случаях вероятностный прогноз подтвердился, причем полученные значения вероятностей оказываются гораздо ближе к детерминированным оценкам (0 или 1) наличия поднятия. Это свидетельствует о более высокой точности структурных построений по

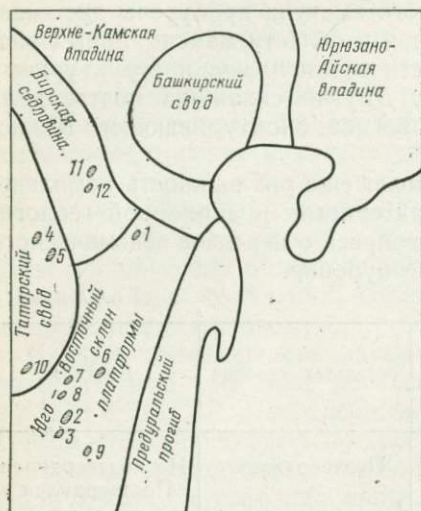


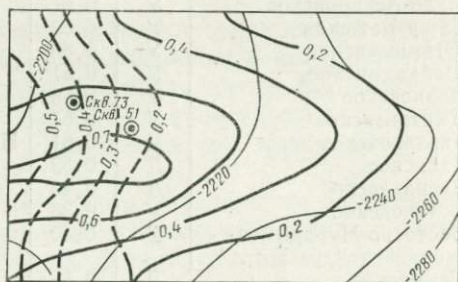
Рис. 33. Схема расположения некоторых поднятий, для которых проведена оценка достоверности (Башкирская АССР)

Поднятия: 1 — Изьяское, 2 — Южно-Шланлинское, 3 — Уразметовское, 4 — Шейхалинское, 5 — Преображенское, 6 — Восточно-Мурадымовское, 7 — Нигматуллинское, 8 — Игенченское, 9 — Калининское, 10 — Васильевское, 11 — Северо-Московское, 12 — Южно-Московское

данным МОГТ по сравнению с МОВ в обычных модификациях.

Как уже отмечалось, большое значение для принятия решения о целесообразности разбуривания сейсмического объекта имеют оценки площади MS и амплитуды реального поднятия МА. Как общую тенденцию для всей Волго-Уральской провинции можно отметить завышение (и часто весьма существенное) амплитуды сейсмических поднятий по сравнению с соответствующими им реальными. Рассмотрим на материалах треста Пермнефтегеофизика, в какой мере это завышение амплитуды корректируется вероятностной ее характеристикой (табл. 7).

Данные глубокого бурения в среднем подтверждает вероятностные оценки амплитуды, причем прогноз тем лучше, чем выше абсолютные значения вероятностных характеристик.



0,4 1 0,4 2 2200 3

Рис. 34. Сопоставление структурной карты с картой вероятности по отражающему горизонту Д (Южно-Шланлинский выступ)

1 — линии равных вероятностей принадлежности точек площади локальному поднятию; 2 — то же, для грабенообразного прогиба; 3 — изолинии отражающего горизонта Д (в м)

Таблица 6

Название структуры	Отражающий горизонт	$P_{\text{сущ}}$	Результат бурения
Ново-Аскардовская	Д	0,65	Подтвердился
Ново-Полтавская	Д	1,00	»
Северо-Гордеевская	Д	1,00	»
Никитская	Д	1,00	»
Ивановская	Д	0,74	»
Ново-Баскаковская	У	0,95	»
Восточно-Яныбаевская	$C_3$	0,99	»
Татер-Башская	Д	0,27	Не подтвердился

Таблица 7

Название структуры (поднятия)	$A_c$	$M(A)$	$A_b$	$P_{\text{сущ}}$
Язьвинская	120	61	70	0,96
Глазуновское	55	40	40	0,88
Становское (горизонт I)	15	13	16	0,31
Становское (горизонт II)	20	16	15	0,25
Хатымское	30	22	20	0,89

Приведенные данные свидетельствуют о высокой геологической эффективности методики оценки достоверности, основанной на принципах вероятностного поиска.

Массовое опробование методики в различных сейсмогеологических условиях позволило выявить некоторые новые возможности оценки точности сейсмических методов в условиях ограниченного количества объектов обучения. К ним, в первую очередь, относится классификация систематических погрешностей не по географическим (сейсмогеологическим) зонам, а по типам структурных форм (антиклинальные складки, унаследованные, горстовые, рифы и т. п.).

Очевидно, что чем тщательнее будут определяться статистические характеристики погрешностей сейсморазведки, тем выше будет точность расчета вероятностных характеристик и надежнее прогноз степени соответствия истинной сейсмической и геологической поверхностей. Методика оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным вполне доказала свою работоспособность.

Во многих геофизических организациях она уже сейчас стала неотъемлемым элементом интерпретационного этапа обработки сейсморазведочной информации. Основной организационной задачей на современной стадии ее использования является включение методики оценки достоверности как обязательного элемента в практику работы геологических организаций, проводящих разведочное бурение на нефть и газ.

## 5.1. ОБЩИЕ СВЕДЕНИЯ

Проблема восстановления функции  $h = h(x, y)$  по некоторым ее значениям, заданным в дискретной системе точек, встречается в геологической практике повсеместно. В последние годы, в связи с внедрением автоматизированного построения карт на ЭВМ, количество работ, посвященных этой теме, значительно возросло [43—47].

Пусть на множестве точек  $\{x_i, y_i\}$ ,  $(i = 1, \dots, n)$  заданы значения функции  $h_i$ . Интерполирующей функцией  $h = h(x, y)$  является любая функция, значения которой в точках  $(x_i, y_i)$  равны заданным значениям  $h_i$ . Всякому конечному множеству точек  $\{x_i, y_i\}$  соответствует бесчисленное количество интерполирующих функций. Чтобы выбрать из этой совокупности какого-либо представителя, необходимо наложить на интерполирующую функцию  $h(x, y)$  ограничения. Как правило, выдвигается предположение, что функция  $h(x, y)$  принадлежит некоторому фиксированному классу функций, среди которых лишь одна либо удовлетворяет уравнениям

$$h_i = h(x_i, y_i) \quad (i = 1, \dots, n) \quad (5.1.1)$$

либо некоторому условию близости значений  $h(x_i, y_i)$  к  $h_i$ . Если выбранный класс функций  $\{h(x, y)\}$  достаточно широк, указанные условия дополняются ограничениями на производные функции  $h(x, y)$ .

Функцию  $h(x, y)$  часто представляют в виде

$$h(x, y) = \sum_{i=1}^m a_i \varphi_i(x, y),$$

где  $\varphi_i(x, y)$  — произвольные функции двух переменных.

Коэффициенты  $a_i$  определяются из уравнений (5.1.1) решением системы линейных уравнений. При  $m = n$  существование и единственность решения обеспечивается при условии, что матрица

$$\Phi = \begin{vmatrix} \varphi_1(x_1, y_1) & \dots & \varphi_2(x_1, y_1) \\ \varphi_1(x_2, y_2) & \dots & \varphi_2(x_2, y_2) \\ \vdots & & \vdots \\ \varphi_1(x_n, y_n) & \dots & \varphi_2(x_n, y_n) \end{vmatrix}$$

является невырожденной. Тогда вектор  $\bar{a} = (a_1, a_2, \dots, a_n)$  определяется по формуле

$$\bar{a} = \bar{h}\Phi^{-1}, \quad (5.1.2)$$

где  $\bar{h} = (h_1, h_2, \dots, h_n)$  — вектор наблюдений.

Если обозначить через  $\bar{\varphi}_i$   $i$ -й вектор-столбец матрицы  $\Phi$ , то скалярное произведение  $(\bar{a}\bar{\varphi}_i)$  равно  $h_i$ , т. е.

$$\bar{h} = [(\bar{a}, \bar{\varphi}_1), (\bar{a}, \bar{\varphi}_2), \dots, (\bar{a}, \bar{\varphi}_n)]. \quad (5.1.3)$$

Равенство (5.1.3) может достигаться только при определенных условиях, налагаемых на совокупность  $\{\varphi_i(x, y)\}$ . В случае, когда это равенство не может быть достигнуто, вектор  $\bar{a}$  определяют по условию минимального расстояния между концами вектора  $\bar{h}$  и вектора  $[(\bar{a}\bar{\varphi}_1), (\bar{a}\bar{\varphi}_2), \dots, (\bar{a}\bar{\varphi}_n)]$

$$\delta = \min_{\bar{a}} \sqrt{\sum_{i=1}^n [h_i - (\bar{a}\bar{\varphi}_i)]^2}, \quad (5.1.4)$$

что соответствует известному методу наименьших квадратов, решение которого можно представить в виде

$$\bar{a} = (\Phi'\Phi)^{-1}\Phi'\bar{h} \quad (5.1.5)$$

Решение (5.1.2) является частным случаем (5.1.5), когда  $\Phi$  — квадратная невырожденная матрица.

Оценку вектора  $\bar{a}$  по формуле (5.1.5) часто осуществляют в задаче выделения так называемой трендовой поверхности (или просто тренда), а также в задаче сглаживания исходных наблюдений. Выбор числа функций  $\varphi_i(x, y)$  может базироваться как на априорных представлениях об истинной поверхности  $h(x, y)$ , так и на допустимых значениях величины  $\delta$  из (5.1.4). Уменьшение значения  $\delta$  достигается за счет увеличения количества функций  $\varphi_i(x, y)$ . Однако в этом случае возникают трудности, связанные с поиском обратной матрицы  $(\Phi'\Phi)^{-1}$ . Для упрощения расчетов стремятся так подобрать функции  $\varphi_i(x, y)$ , чтобы получить ортонормированную систему векторов  $\varphi_i$ :

$$(\bar{\varphi}_i, \bar{\varphi}_j) = \begin{cases} 1, & \text{если } i = j, \\ 0, & \text{если } i \neq j. \end{cases}$$

Тогда матрица  $(\Phi'\Phi)$  превращается в единичную матрицу и вектор  $\bar{a}$  определяется по формуле

$$\bar{a} = \Phi'\bar{h}. \quad (5.1.6)$$

Систему ортогональных функций сравнительно легко построить на множестве точек, расположенных в узлах регулярной сетки. В остальных случаях процесс ортогонализации системы функций  $\varphi_i(x, y)$  требует большого объема вычислений, поэтому при нерав-

номерном расположении наблюдений этот метод, как правило, не применяется и сложность расчетов, связанная с формированием матрицы  $(\Phi'\Phi)^{-1}$ , сохраняется. Для устранения указанных недостатков предварительно пересчитывают значения картируемого поля с неравномерным расположением точек на равномерную сетку. Значения в вершине сетки рассчитывают с учетом лишь тех исходных точек, которые лежат в некоторой окрестности данной вершины, так как влияние «далеких» точек измерений считается малым. Такой способ пересчета позволяет существенно сократить объем вычислений, чем объясняется его широкое применение в алгоритмах построения карт. После пересчета на сетку проводят интерполяцию значений на все остальные точки площади. Если шаг сетки достаточно мал, то выбор алгоритма интерполяции может определяться лишь скоростью счета, так как в этом случае почти все алгоритмы дают сходные результаты. Значительно сложнее выглядит задача выбора способа пересчета на регулярную сетку, потому что от него зависит качество оценки истинной поверхности. В некоторых случаях процедуру пересчета на равномерную сетку опускают, а восстановление поверхности осуществляют кусочно-непрерывными или кусочно-дифференцируемыми функциями. Принцип этого способа заключается в том, что изучаемая площадь разбивается на прямоугольные участки, внутри которых строится поверхность  $h(x, y)$ , проходящей через заданные точки или близко к ним. С этой целью выбирают в качестве базовых функций, например, многочлены низких степеней, суммы тригонометрических функций или экспонент и т. д. На каждом участке выполнение требования (5.1.1.) или (5.1.4) достигается малым числом параметров, однако, так как реальные поверхности являются достаточно гладкими, возникает необходимость «сшивать» значения функции  $h(x, y)$  вдоль всех границ участков как по значениям самой функции, так и по ее производным, что существенно увеличивает число параметров базовых функций. Частным видом кусочно-непрерывных функций являются сплайны, нашедшие в последнее время широкое применение в интерполяционных задачах. Наиболее эффективное использование кусочно-непрерывных функций достигается при наблюдениях, расположенных в вершинах равномерной сетки.

Сравнительно широкое применение нашли в последнее время методы усреднения, допускающие следующие рассуждения [43]. Значение  $h(x, y)$  в произвольной точке  $(x, y)$  должно главным образом определяться значениями в близлежащих исходных точках. Если в некоторой окрестности точки  $(x, y)$  выбрать  $k$  измеренных значений  $h_i$ , то

$$h(x, y) = \sum_{i=1}^k v_i h_i, \quad (5.1.7)$$

где  $v_i$  — коэффициент, зависящий от взаимного расположения точек  $(x, y)$  и  $(x_i, y_i)$ .

Таким образом, функция  $h(x, y)$  определяется как взвешенная (с весами  $v_i$ ) средняя величина  $h_i$ , причем каждой точке  $(x, y)$  соответствует определенный набор коэффициентов  $v_i$ . Коэффициенты  $v_i$  определяются по значениям весовой функции  $v(x, y)$

$$v_i = \frac{v(x - x_i, y - y_i)}{\sum_{i=1}^k v(x - x_i, y - y_i)}, \quad (5.1.8)$$

отсюда

$$h(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^k v(x - x_i, y - y_i) h_i}{\sum_{i=1}^k v(x - x_i, y - y_i)}. \quad (5.1.9)$$

Для соблюдения (5.1.1) функция  $v(x, y)$  должна удовлетворять условиям:

$$1) v(x, y) > 0 \text{ для всех точек плоскости}; \quad (5.1.10)$$

$$2) \lim_{\substack{x \rightarrow 0, \\ y \rightarrow 0}} v(x, y) = \infty; \quad (5.1.11)$$

$$3) \lim_{\substack{x \rightarrow x_0, \\ y \rightarrow y_0}} v(x, y) < \infty, \text{ если } x_0 \neq 0 \text{ или } y_0 \neq 0. \quad (5.1.12)$$

Условиями (5.1.11) и (5.1.12) обеспечивается соблюдение равенств (5.1.1), а условие (5.1.10) служит для сохранения непрерывности функции  $h(x, y)$ .

Функция  $h(x, y)$  из (5.1.9) при выполнении указанных условий удовлетворяет неравенству

$$\min [h_i] \leq h(x, y) \leq \max [h_i]$$

при любых значениях  $x$  и  $y$ . Это свойство функции  $h^*(x, y)$  вряд ли можно отнести к достоинствам метода, так как оно часто приводит к неоправданному поведению функции между точками измерений. Проиллюстрируем сказанное следующим примером. На рис. 35 приведена интерполяция данным методом по четырем точкам, расположенным вдоль прямой. Следует считать маловероятным прогиб, образованный функцией  $h(x)$  между точками  $x_2$  и  $x_3$ . Трудно согласиться и с тем, что экстремумы функции  $h(x)$  расположены в точках измерений, как это имеет место при данном способе интерполяции.

Вообще при условиях (5.1.11) и (5.1.12), налагаемых на весовую функцию  $v(x, y)$ , во всех заданных точках  $(x_i, y_i)$  функция  $h(x, y)$  имеет особенности, характер которых определяется видом функции  $v(x, y)$ . Часто в качестве весовой функции применяют

$$v(x, y) = \frac{1}{x^2 + y^2}$$

или

$$v(x, y) = \frac{1}{\sqrt{x^2 + y^2}}.$$

Если не требовать выполнения условия (5.1.1), то можно осуществить процедуру сглаживания с помощью функций

$$v(x, y) = \frac{1}{x^2 + y^2 + C^2}$$

или

$$v(x, y) = \frac{1}{\sqrt{x^2 + y^2 + C^2}},$$

где  $C$  — некоторая константа. Степень сглаживания регулируется значением параметра  $C$ .

Все описанные способы основаны на выборе какого-либо параметризуемого класса функций, представленных в аналитической

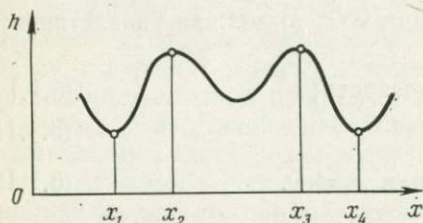


Рис. 35. Интерполяция весовой функции

форме. В отличие от таких способов интерполяции иногда применяют итерационные методы. Среди них особое место занимает метод конечных разностей [42]. В его основе лежит предположение, что функция  $h(x, y)$  удовлетворяет условиям дифференциального уравнения. Для итерационного решения дифференциального уравнения

сначала определяется значение функции  $h(x, y)$  в некоторых узлах равномерной сетки, при этом способ пересчета значений с точек  $(x_i, y_i)$  на узлы сетки остается произвольным. Вслед за этим по заранее выбранной разностной схеме выполняются итерации для расчета значений в оставшихся вершинах сетки.

Широкое применение в этом методе получило уравнение Лапласа

$$\frac{\partial^2 h}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 h}{\partial y^2} = 0 \quad (5.1.13)$$

с условиями  $h(x_i, y_i) = h_i$ .

Если известно поведение функции  $h(x, y)$  на границе области, то его также можно учесть в виде граничных условий для уравнения (5.1.13). Полученная поверхность при достаточно малом параметре сетки не будет иметь экстремумов во всех точках, исключая, быть может, точки  $(x_i, y_i)$  и точки границы области.

Более интересное применение разностной схемы можно найти в работе [42], где строится поверхность  $h(x, y)$ , обладающая минимальной кривизной.

Представим, что тонкий металлический лист сгибается силой, приложенной в точках  $(x_i, y_i)$  таким образом, что смещение в этих точках равно наблюдению  $h_i$ . Если в  $i$ -й точке действует сила  $f_i$ , то уравнение поверхности листа удовлетворяет уравнению

$$\frac{\partial^4 h}{\partial x^4} + 2 \frac{\partial^4 h}{\partial x^2 \partial y^2} + \frac{\partial^4 h}{\partial y^4} = \begin{cases} \hat{f}_i, & \text{если } x = x_i \text{ и } y = y_i, \\ 0 & \text{в остальных случаях.} \end{cases} \quad (5.1.14)$$

Решение этого уравнения в одном измерении

$$\frac{\partial^4 h}{\partial x^4} = \begin{cases} \hat{f}_i, & \text{если } x = x_i \text{ и } y = y_i, \\ 0 & \text{в остальных точках} \end{cases}$$

приводит к кубической сплайн-функции.

Доказывается, что решение  $h(x, y)$  уравнения (5.1.14) минимизирует общую квадратичную кривизну

$$C |h(x, y)| = \iint \left( \frac{\partial^2 h}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 h}{\partial y^2} \right)^2 dx dy. \quad (5.1.15)$$

Общее разностное уравнение для минимизации функционала (5.1.15) приводится для внутренних точек сетки к следующему виду:

$$h_{i+2, j} + h_{i, j+2} + h_{i-2, j} + h_{i, j-2} + 2(h_{i+1, j+1} + h_{i-1, j+1} + h_{i+1, j-1} + h_{i-1, j-1}) - 8(h_{i+1, j} + h_{i-1, j} + h_{i, j-1} + h_{i, j+1}) + 20h_{ij} = 0.$$

Для крайнего ряда точек, исключая угловые и соседние с ними, разностное уравнение имеет вид ( $j = 1$ )

$$h_{i-2, j} + h_{i+2, j} + h_{i, j+2} + h_{i-1, j+1} + h_{i+1, j+1} - 4(h_{i-1, j} + h_{i, j+1} + h_{i+1, j}) + 7h_{ij} = 0,$$

а при  $j = 2$

$$h_{i-2, j} + h_{i+2, j} + h_{i, j+2} + 2(h_{i-1, j+1} + h_{i+1, j+1}) + h_{i-1, j-1} + h_{i+1, j-1} - 8(h_{i-1, j} + h_{i, j+1} + h_{i+1, j}) - 4h_{i, j-1} + 19h_{ij} = 0.$$

Для угловой точки  $i = 1, j = 1$

$$2h_{i, j} + h_{i, j+2} + h_{i+2, j} - 2(h_{i, j+1} + h_{i+1, j}) = 0;$$

для  $i = 2$  и  $j = 2$

$$h_{i, j+2} + h_{i+2, j} + h_{i-1, j+1} + h_{i+1, j-1} + 2h_{i+1, j+1} - 8(h_{i, j+1} + h_{i+1, j}) - 4(h_{i, j-1} + h_{i-1, j}) + 18h_{ij} = 0;$$

и, наконец, для  $i = 2, j = 1$

$$h_{i, j+2} + h_{i+1, j+1} + h_{i-1, j+1} + h_{i+2, j} - 2h_{i-1, j} - 4(h_{i+1, j} + h_{i, j+1}) + 6h_{ij} = 0.$$

После пересчета на сетку исходных данных интерполируют на все оставшиеся точки площади, причем для любого алгоритма интерполяции условия (5.1.1) в общем случае выполняться не будут, так как исходные точки  $(x_i, y_i)$  не принадлежат вершинам сетки. Однако при соответствующем значении шага сетки величину  $\delta$  из (5.1.4) можно сделать как угодно малой, т. е. поверхность



$h(x, y)$  будет отклоняться от  $h_i$  в точках  $(x_i, y_i)$  незначительно.

Весьма интересный метод использования равномерной сетки описан в работе [43]. Идея этого метода состоит в следующем. Определим взаимно-однозначное соответствие между плоскостью  $(XY)$  и плоскостью  $(UV)$  так, чтобы исходные точки  $(x_i, y_i)$  соответствовали целочисленным координатам в плоскости  $(UV)$

$$\begin{aligned}x &= X(u, v); & u &= U(x, y); \\y &= Y(u, v); & v &= V(x, y).\end{aligned}\tag{5.1.16}$$

Перенесем значения  $h_i$  в соответствующие точки на плоскости  $(u, v)$  и проведем интерполяцию на все оставшиеся вершины. После пересчета на сетку в плоскости  $(U, V)$  воссоздается поверхность  $h(u, v)$  и тогда по обратному преобразованию имеем

$$h(x, y) = h[X(u, v), Y(u, v)].\tag{5.1.17}$$

Для установления соответствия между плоскостями  $(XY)$  и  $(UV)$  сначала определяют в плоскости  $(XY)$  все точки, соответствующие узлам сетки в плоскости  $(UV)$ . С этой целью массив исходных координат  $(x_i, y_i)$  делят на  $L + M$  массивов, которые будут соответствовать  $L$  строкам и  $M$  столбцам сетки. Разделение массива данных на подмножества проводится на основе двух правил.

1. Ординаты всех точек, содержащихся в одном подмножестве, поставленном в соответствие строке, будут меньше (больше) ординат элементов подмножества, соответствующего следующей (предшествующей) строке. По этому же принципу выбирают подмножества, соответствующие столбцам сетки, ориентируясь на значения абсцисс.

2. Две точки не могут принадлежать одному подмножеству, соответствующему строке (столбцу), если соединяющий их отрезок составляет с горизонталью (вертикалью) угол больше  $45^\circ$ .

Применяя эти два правила из массива исходных координат, будут получены  $L + M$  подмножеств и одновременно определены значения  $L$  и  $M$ . Каждая исходная точка входит один раз в некоторое подмножество, соответствующее строке, и один раз — в подмножество, соответствующее столбцу сетки. Таким образом, установлено однозначное соответствие между исходными точками и некоторыми точками сетки. Так как число  $L \times M$  не меньше общего числа исходных точек, определим на плоскости  $(XY)$  абсциссы  $x_{i,k}$  и  $y_{i,k}$ , соответствующие оставшимся точкам  $(i, k)$  сетки плоскости  $(UV)$ . Это соответствие устанавливается линейной интерполяцией между абсциссами и ординатами соседних заданных точек.

В результате получают преобразование

$$\begin{aligned}X(u, v) &= x_{ik}; & u &= 1, 2, \dots, L; \\Y(u, v) &= y_{ik}; & v &= 1, 2, \dots, M.\end{aligned}\tag{5.1.18}$$

После пересчета значений  $h$  на сетку в плоскости  $(UV)$  имеем также  $h(u, v) = h_{i,k}$  для целочисленных  $u$  и  $v$ . Эта схема предлагается

для интерполяции бикубическими сплайнами. На основе (5.1.18) устанавливается полное соответствие плоскостей ( $UV$ ) и ( $XY$ ) в пределах рассматриваемого участка и сетки, после чего проводят восстановление функции  $h(u, v)$ .

Не обсуждая в данном случае качеств изложенного алгоритма, отметим, что сама процедура построения соответствия между исходными точками и точками регулярной сетки представляет самостоятельный интерес и может быть использована в различных задачах.

Несмотря на обилие алгоритмов построения карт, многие интерпретаторы предпочитают ручной способ. Ручная обработка исходных данных основана на интерполяции, близкой к линейной. Следует признать, что лучшие варианты карт в большинстве случаев создаются именно геологом (геофизиком), знакомым с фактическим материалом. Кроме богатого опыта, при таком построении используется еще и априорная информация о картируемой поверхности. В качестве априорной информации выступают сведения о тектоническом строении региона. Эти сведения могут выражаться, в частности, информацией о преимущественном простирании изолиний, характерных размерах структурных форм, региональных наклонах и т. д.

Использование априорной информации при машинной обработке связано с преодолением ряда трудностей. Одной из них является необходимость формализации априорной информации. Формализация геологических сведений не является чрезвычайно сложной, и, как правило, для любой поставленной практической задачи удается построить соответствующую ей математическую модель с учетом многих деталей. Но вслед за этим исследователь часто убеждается, что реализовать расчеты по этой модели нельзя даже на самых быстродействующих ЭВМ.

Каждый из описанных выше формальных методов интерполяции опирался на соответствующую ему математическую модель, в рамках которой выбиралась функция  $h(x, y)$ . Все эти формальные способы построения функции  $h(x, y)$  практически непригодны для учета априорной информации, и в этом состоит их основная слабость. К тому же форма, в которой приводятся результаты прогнозирования, не отвечает существу дела и должна применяться в таком виде (т. е. в виде некоторого построения, без каких-либо оценок точности) редко.

## 5.2. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ О ПРОГНОЗИРОВАНИИ ПОВЕРХНОСТИ ПО ДИСКРЕТНЫМ ИЗМЕРЕНИЯМ

Как уже отмечалось, через дискретную систему точек в трехмерном пространстве можно провести бесчисленное множество поверхностей. Для выбора какой-либо из них выдвигалась гипотеза о свойствах искомой поверхности. Например, при интерполяции многочленом гипотеза заключалась в том, что поверхность пред-

ставляет собой многочлен наименьшей степени, удовлетворяющий условиям (5.1.1). Никакая дополнительная информация, которой располагает интерпретатор, здесь использоваться не может. Почти такую же картину можно наблюдать и в других методах интерполяции, исключая лишь ручную обработку. Однако и при ручной обработке в силу неоднозначности метода возможно построение большого количества различных вариантов карт, выполненных как одним, так и несколькими интерпретаторами. Различие этих вариантов может быть существенным и неизвестно, какому из них следует отдать предпочтение. Совершенно аналогичная проблема возникает при восстановлении функции  $h(x, y)$  последовательно несколькими методами интерполяции.

Возникающая неопределенность не является следствием несовершенства методов построения функции  $h(x, y)$ , а вызвана недостаточностью имеющейся информации. Гипотезы даже самых опытных геологов, выраженные в виде каких-либо карт, довольно часто опровергались последующим поступлением новой информации. Изменение построения по мере получения дополнительной информации является закономерным процессом в геолого-геофизических исследованиях. При этом каждый новый вариант построения поверхности может весьма слабо напоминать первоначальные построения. Поэтому следует признать несостоятельность каких-либо построений без соответствующих им оценок точности.

В последнее время в геолого-геофизических задачах нашли успешное применение методы теории вероятности.

Поскольку при полном отсутствии информации о характере поведения функции  $h(x, y)$  любые построения необходимо признать бессодержательными, следует всегда начинать со сбора имеющихся сведений о возможных свойствах картируемой поверхности. При этом не следует отстаивать какой-либо конкретный вариант построений — правильной лишь описать класс поверхностей, одной из которых с некоторой точностью можно аппроксимировать истинную поверхность. Как видно, для достижения этой цели требуются более слабые предположения, так как все описанные методы включаются сюда как частный случай, когда предлагаемый класс содержит только одну поверхность.

Для описания множества поверхностей, проходящих через систему точек  $\{x_i, y_i, h_i\}$ , нет необходимости произвольным образом назначать параметризуемый класс функций. Наиболее оправданной является процедура выбора класса на основе статистических данных.

В настоящее время большие участки нефтеносных областей покрыты густой сетью скважин или изучены детальными геофизическими методами. На таких участках имеется наиболее полная по объему информация о характере поведения картируемых поверхностей. Их совокупность определяет некоторую статистическую выборку. В таком случае естественно описать весь ансамбль поверхностей в терминах теории случайных полей. После определения

вероятностных характеристик случайного поля  $H(x, y)$  допускается гипотеза, что на участке, где задана дискретная система точек  $\{x_i, y_i, h_i\}$ , истинная поверхность описывается одной из реализаций поля  $H(x, y)$ .

Дискретная совокупность точек  $\{x_i, y_i, h_i\}$  в значительной мере изменяет первоначальные характеристики поля  $H(x, y)$ , что является результатом совмещения априорной и апостериорной информации. Дисперсия  $D(x, y)$  случайной величины в точке  $(x, y)$  зависит от взаимного расположения точек  $(x_i, y_i)$  и точки  $(x, y)$ . Если точка  $(x, y)$  совпадает с некоторой точкой  $(x_i, y_i)$ , то в случае точных наблюдений  $D(x, y) = 0$ . Во всех остальных точках  $D(x, y) \geq 0$ .

Таким образом, задача восстановления функций  $h(x, y)$  по дискретной системе точек формулируется как задача определения характеристик случайного поля по измерениям в точках  $\{x_i, y_i\}$ . В характеристиках этого поля объединена информация, полученная на основе приобретенного опыта [характеристики поля  $H(x, y)$ , полученные по статистической выборке] с конкретными данными на изучаемом участке. Само построение некоторой реализации поля  $H(x, y)$  при такой постановке задачи не приносит никакой дополнительной информации и может быть осуществлено лишь в силу установившихся традиций.

Любое построение функции  $h(x, y)$  должно быть дополнено сведениями о возможных значениях поля в точке  $(x, y)$  в виде распределения вероятностей и взаимных корреляционных отношений.

В большинстве практических задач встречаются гауссовские процессы, важными характеристиками которых являются математическое ожидание и автокорреляционная функция. Математическое ожидание  $MH(x, y)$  в точке  $(x, y)$  определяет не только среднее значение случайной величины, но также и ее наиболее вероятное значение (т. е. является модой). В связи с этим может быть целесообразным построение функции  $MH(x, y)$  в качестве оценки истинной поверхности. Повторим, что это построение проводится лишь с целью наглядного представления части информации, содержащейся в характеристиках поля  $H(x, y)$ . Иногда вместо математического ожидания имеет смысл выбирать другие параметры случайного поля.

Принятие каких-либо решений не должно основываться лишь на проведенных построениях, так как в этом случае они могут оказаться неоптимальными из-за недостаточного использования всего объема информации.

Совершенно аналогичной представляется постановка обсуждаемой задачи, когда значения  $h_i$  картируемой поверхности в точках  $(x_i, y_i)$  определены с погрешностями. Методически правильной было бы с самого начала рассмотреть именно этот случай, где можно говорить о статистической оценке значений искомой функции. Тогда задача интерполяции по точным измерениям в точках  $(x_i, y_i)$  яв-

лялась бы частным случаем более общей схемы, но ее изложение выглядело бы сложнее.

Задача восстановления функции  $h(x, y)$  при неточных наблюдениях близка по способу решения к задаче выделения тренда. Известно, что понятие тренда является весьма условным, в связи с чем имеется большое количество определений тренда. При аппроксимации, например, степенными многочленами трендом считают ту аддитивную составляющую поля, которая описывается многочленом более низкой степени, чем остаток. В геологии под трендом понимают какую-то сглаженную составляющую поля, а выбор степени гладкости в конкретной ситуации назначается самим интерпретатором.

Следуя традиционным представлениям о тренде, в данной работе он определяется как низкочастотная составляющая случайного поля  $H(x, y)$ . Спектральная плотность его может назначаться интерпретатором или определяться по критерию стационарности остатка.

Необходимость вероятностной трактовки имеющейся информации исчезает по мере увеличения густоты точных наблюдений. Если изучаемый участок равномерно покрыт густой сетью наблюдений, то все промежуточные значения поля можно оценить с высокой надежностью. В этом случае, почти вся информация определяется построенной функцией  $h(x, y)$ , вне зависимости от метода интерполяции. Однако такого рода ситуации не имеют места при региональных или поисковых работах. Как правило, если имеется большое количество наблюдений, то они выполнены с некоторыми погрешностями, что приводит к расплывчатым представлениям об изучаемой поверхности.

### 5.3. ЗАДАЧИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Пусть при некоторых значениях  $(x_i, y_i)$  стали известны значения  $h_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) случайного поля  $H(x, y)$ . Чтобы определить условное распределение случайной величины в произвольной точке  $(x_0, y_0)$  необходимо задать  $n + 1$ -мерное распределение случайных величин  $H_i = H(x_i, y_i)$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) и  $\bar{H} = H(x_0, y_0)$ . Обозначим его  $f(\bar{H}, H)$ , где  $\bar{H} = (H_1, H_2, \dots, H_n)$ . В этом случае условная плотность случайной величины  $H = H(x_0, y_0)$  определяется из

$$f \left[ H(x_0, y_0) / \prod_{i=1}^n H(x_i, y_i) = \bar{h}_i \right] = \frac{f(\bar{H}, H)}{f(\bar{H})}, \quad (5.3.1)$$

где  $\bar{h}$  — вектор наблюдения.

В результате функция условного распределения будет зависеть от координат  $(x_0, y_0)$  и  $(x_i, y_i)$ .

В качестве оценки поля в точке  $(x_0, y_0)$  можно принять некоторую числовую характеристику случайной величины  $H(x_0, y_0)$ ,

распределенной по закону (5.3.1). Очень часто выбирают, например, ее среднее значение. Оно обладает тем свойством, что средний квадрат отклонений от истинных значений будет минимальным. При несимметричных распределениях (5.3.1) имеет смысл также выбирать моду. Для непрерывных распределений модой является значение, при котором плотность распределения достигает максимального значения.

Таким образом, если в качестве оценки выбрано среднее значение, то на совокупности всех точек оно представляет условное математическое ожидание поля  $H(x, y)$

$$M_y H(x, y) = h(x, y) = \int_{-\infty}^{\infty} Hf \left[ H(x, y) / \prod_{i=1}^n H(x_i, y_i) = \bar{h}_i \right] dH \quad (5.3.2)$$

в предположении, что значения координат  $(x, y)$  и  $(x_i, y_i)$  выступают в функции  $f$  как параметры, а аргументом функции  $f$  является величина  $H$ .

Если в качестве оценки принимается мода, то

$$\begin{aligned} h(x, y) &= \bar{H}, \\ \text{где } H &\text{ отыскивается из условия} \\ f(H/\bar{H} = \bar{h}) &= \max. \end{aligned} \quad (5.3.3)$$

Когда плотность (5.3.1) представляет собой унимодальную дифференцируемую функцию, условие (5.3.3) равносильно

$$\frac{\partial f(H/\bar{H} = h)}{\partial H} = 0.$$

Для гауссовского поля оценка условного математического ожидания определяется из уравнения

$$\begin{vmatrix} r_{11} & r_{12} & r_{1n} & K(x-x_1, y-y_1) \\ r_{21} & r_{22} & r_{2n} & K(x-x_2, y-y_2) \\ \cdot & & & \\ \cdot & & & \\ r_{n1} & r_{n2} & r_{nn} & K(x-x_n, y-y_n) \\ h_1 & h_2 & h_n & M_y H(x, y) \end{vmatrix} = 0, \quad (5.3.4)$$

где  $r_{ij}$  — ковариации случайных величин, заданных в точках наблюдений;  $K(\Delta x, \Delta y)$  — корреляционная функция поля.

Решение (5.3.4) совпадает с решением уравнения Винера—Хопфа. Известно, что условное математическое ожидание случайной величины  $H_{ij}^*$  из нормального распределения  $f(\bar{H}, H)$  совпадает с гиперплоскостью средней квадратической регрессии  $H$  на  $\bar{H}$ . Легко доказать, что поверхность  $M_y H(x, y)$  в точности проходит через заданные точки  $(x_i, y_i, h_i)$ . Действительно, если в последний

столбец вместо  $K(x-x_i, y-y_i)$  подставить  $K(x_j-x_i, y_j-y_i)$ , а  $M_y H(x, y) = h_j$ , то в определителе из (5.3.4) образуются два одинаковых столбца и, следовательно, условие (5.3.4) выполняется. Для получения явного выражения  $M_y H(x, y)$  от переменных  $x$  и  $y$  поступают следующим образом.

Рассмотрим симметричную матрицу в принятых ранее обозначениях

$$K = \begin{vmatrix} r_{11} & r_{12} & \dots & r_{1n} & h_1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ r_{n1} & r_{n2} & \dots & r_{nn} & h_n \\ h_1 & h_2 & \dots & h_n & 1 \end{vmatrix}.$$

Пусть  $h^1, h^2, \dots, h^{n+1}$  — последняя строка матрицы  $K^{-1}$ . Тогда разложение определителя (5.3.4) по элементам последнего столбца, легко получить

$$M_y H(x, y) = -\frac{1}{h^{n+1}} \sum_{i=1}^n h^i K(x-x_i, y-y_i) \quad (5.3.5)$$

или, обозначая  $-\frac{h^i}{h^{n+1}}$  через  $h^i$ , получим

$$M_y H(x, y) = \sum_{i=1}^n h^i K(x-x_i, y-y_i). \quad (5.3.6)$$

Как видно из (5.3.5), уравнение (5.3.4) имеет решение при условии

$$\begin{vmatrix} r_{11} & \dots & r_{1n} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ r_{n1} & & r_{nn} \end{vmatrix} \neq 0. \quad (5.3.7)$$

Если автокорреляционная функция поля положительно определена, то условие (5.3.7) выполняется, так как корреляционная матрица из (5.3.7) также положительно определена.

Уравнение (5.3.4) выведено в предположении, что  $MH(x, y) \equiv 0$ . В общем случае необходимо в последней строке определителя из (5.3.4) заменить  $h_i$  на  $[h_i - MH(x_i, y_i)]$  и  $M_y H(x, y)$  на  $M_y H(x, y) - MH(x, y)$ .

Как правило, предполагается, что  $MH(x, y) = \text{const}$ . Оценку величины  $MH(x, y)$  часто приходится делать на основе измерений  $(x_i, y_i, h_i)$ . Удобней всего использовать для этого метод максимального правдоподобия.

Совместная плотность распределения  $f(\bar{H})$  при заданном по-





Определитель этой матрицы равен определителю матрицы  $K^{-1}$ . Поэтому

$$\begin{aligned}
 D(x, y) &= \begin{vmatrix} & & & & K_1(x, y) \\ & & & & K_2(x, y) \\ & & & & \vdots \\ & & & & \vdots \\ & & & & K_n(x, y) \\ K_1(x, y) & \dots & K_n(x, y) & K(0, 0) & \end{vmatrix} \times \begin{vmatrix} & & & & 0 \\ & & & & 0 \\ & & & & \vdots \\ & & & & \vdots \\ & & & & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & K_1 \\ 0 & 1 & & & 0 & K_2 \\ \vdots & & & & & \\ \vdots & & & & & \\ \sum_{i=1}^n r^{ij} K_i(x, y) & \dots & \sum_{i=1}^n r^{ni} K_i(x, y) & & & K \\ \hline & & & 0 & & \\ & & & 0 & & \\ & & & 0 & & \\ \sum_{i=1}^n r^{ij} K_i(x, y) & \dots & K(0, 0) & - \sum_{j=1}^n K_j(x, y) & \sum_{i=1}^n r^{ij} K_i(x, y) & \end{vmatrix},
 \end{aligned}$$

где  $E$  — единичная матрица.

Разлагая последний определитель по элементам последнего столбца, получим

$$D(x, y) = K(0, 0) - \sum_{j=1}^n K_j(x, y) \sum_{i=1}^n r_{ij}^{ij} K_i(x, y). \quad (5.3.11)$$

Заметим, что дисперсия  $D(x, y)$  зависит от координат  $(x_i, y_i)$ , так как  $K_i(x, y) = K(x-x_i, y-y_i)$ , и не зависит от измерений в этих точках  $h_i$ . Это предоставляет возможность оценивать дисперсии до проведения измерений, фиксируя лишь точки наблюдений, что имеет большое значение при планировании работ. Рассмотрим для примера задачу определения максимальной дисперсии поля (в постановке В. И. Мешбея) в различных схемах расположения сейсмических профилей. Будем считать, что сейсмические профили располагаются по сторонам квадратной сетки с одинаковым шагом (рис. 36, а) или с переменным расстоянием между профилями (рис. 36, б). Ясно, что максимальная дисперсия будет достигаться в середине квадрата как на первой, так и на второй схеме. Эта дисперсия будет расти с увеличением расстояния от центра квадрата до точек измерений. Так как на второй схеме (рис. 36, б) многие профили сближены, то для обеспечения равенства дисперсий в первой и второй схемах необходимо расстояние  $l_2$  сделать больше  $l_1$ .

Дисперсия  $D(x, y)$  в центральной точке будет зависеть от характера корреляционной функции, расположения профилей и густоты наблюдений на профилях. При большом числе наблюдений расчет дисперсии  $D(x, y)$  осложняется вычислением детерминантов матриц из (5.3.11) или оценкой элементов  $r^{ij}$  матрицы  $K^{-1}$ . Однако из-за симметричного расположения точек наблюдения матрица  $K$  легко разбивается на блоки, что упрощает вычисления. В схеме, изображенной на рис. 36, б, может рассматриваться различное число окаймляющих профилей. Эта схема соответствует методу «широкого профиля».

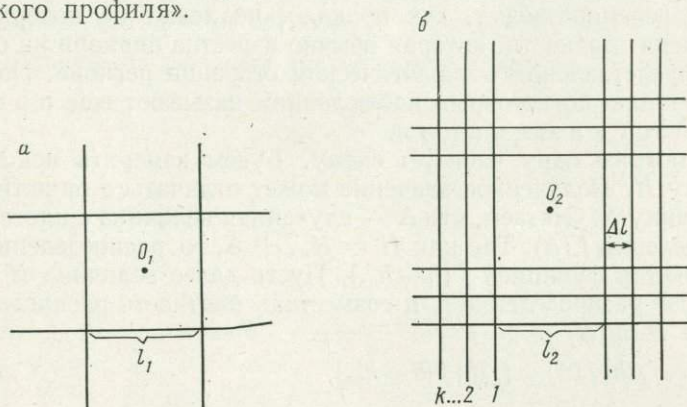


Рис. 36. Схема расположения сейсмических профилей  
а, б — различные варианты

В данной задаче необходимо определить соотношение суммарных длин профилей, приходящихся на единицу площади по первой и второй схемам, при условии равенства максимальных дисперсий в точках  $O_1$  и  $O_2$ . Результаты расчета на ЭВМ показали, что в зависимости от спектральных свойств поля и параметров  $l$ ,  $\Delta l$ ,  $k$  (см. рис. 36, б) упомянутое соотношение может быть как в пользу первой схемы, так и в пользу второй схемы. Однако так как первая схема является частным случаем второй схемы, то при оптимальном выборе параметра  $\Delta l$  можно всегда добиться равенства дисперсии в точках  $O_1$  и  $O_2$  при заданной средней плотности наблюдений. Это означает, что и средняя дисперсия по всей площади во второй схеме будет меньше, чем в первой.

Вместе с тем поиск оптимальных параметров  $k$ ,  $l$  и  $\Delta l$  трудно осуществить на основе аналитических решений. Если обозначить  $D(l, \Delta l, k)$  дисперсию в точке  $O_2$ , то задача сводится к поиску глобального минимума функции  $D(l, \Delta l, k)$  при определенных соотношениях между  $l$ ,  $\Delta l$  и  $k$ , сохраняющих заданную среднюю густоту наблюдений. Заметим, что параметры случайного поля,  $H(x, y)$  считаются известными, однако так как они могут содержать погрешности, остаются неясными вопросы устойчивости решения задачи.

Определение глобального минимума функции  $D(l, \Delta l, k)$  имеет смысл проводить на основе теории статистического поиска [32], предназначенной для оптимизации многопараметрических систем.

#### 5.4. ИНТЕРПОЛЯЦИЯ ПО НЕТОЧНЫМ НАБЛЮДЕНИЯМ

Задача интерполяции по неточным наблюдениям находит широкое применение, в частности, при обработке сейсмических данных. Глубины или времена прихода волн, измеренные каким-либо методом сейсморазведки, как правило, не лежат на поверхности той степени гладкости, которая обычно известна априори на основе общих представлений о геологическом строении региона. Поэтому интерполяцию по неточным наблюдениям называют еще *процедурой сглаживания*.

Рассмотрим одну частную схему. Будем измерять некоторую величину  $H$ . Полученное значение может отличаться от истинного на величину  $\Delta$ . Считаем, что  $\Delta$  — случайная величина с плотностью распределения  $f(\Delta)$ . Так как  $H = H_{из} + \Delta$ , то распределение  $H_{из}$  определяется функцией  $f(h - h_{из})$ . Пусть далее величина  $H$  имеет априорное распределение  $f_a$  и совместная плотность распределения величин  $H$  и  $\Delta$

$$f(h, \Delta) = f_a(h) f(\Delta) = f_a(h) f(h - h_{из}). \quad (5.4.1)$$

Оценим величину  $H$  по значению  $h$ , при котором достигается максимум функции  $f_a(h) f(h - h_{из})$ . При таком подходе не будет противоречия между априорной информацией о значениях  $H$  и допустимой точностью наблюдений. Для многомерных распределений в (5.4.1) следует заменить  $f_a(h)$  на  $f_a(\bar{h})$  и  $f(h - h_{из})$  на  $f(\bar{h} - \bar{h}_{из})$ :

$$f_a(\bar{h}, \bar{\Delta}) = f_a(\bar{h}) f(\bar{h} - \bar{h}_{из}), \quad (5.4.2)$$

где  $\bar{h}_{из}$  — вектор наблюдений.

Пусть измерены величины  $\bar{H}$  в точках плоскости  $(X_i, Y_i)$ . Тогда в этих точках по экстремуму функции (5.4.2) устанавливаются «сглаженные» значения вектора  $\bar{H}$ . По этим сглаженным значениям строится оценка картируемой поверхности  $h(x, y)$  по ранее описанному способу интерполяции.

При обработке геофизического материала может рассматриваться следующая модель.

Пусть  $H(x, y)$  и  $\Delta(x, y)$  случайные гауссовские поля, и в точках  $(x_i, y_i)$  ( $i = 1, \dots, n$ ) проведены измерения  $h_{из}^1, \dots, h_{из}^n$ . Если бы все измерения были бы проведены без погрешностей, то прогнозирование поверхности свелось бы к оценке параметров апостериорных распределений случайного поля  $H(x, y)$ , так как  $\Delta(x, y) = 0$ . Совместное распределение случайных величин  $H(x_i, y_i)$  и  $\Delta(x, y)$  согласно (5.4.2) представляется в виде

$$f(\bar{H}, \bar{\Delta}) = c \exp \{ -1/2 [\Sigma k^{ij} (h_i - \mu) (h_j - \mu) + \Sigma r^{ij} \Delta_i \Delta_j] \}. \quad (5.4.3)$$

Определение сглаженных значений сводится к отысканию минимума квадратичной формы

$$Q(\bar{h}) = \sum k^{ij} (h_i - \mu)(h_j - \mu) + \sum r^{ij} (h_i - h_{из}^i)(h_j - h_{из}^j). \quad (5.4.4)$$

Если  $\Delta(x, y)$  является процессом типа «белого шума», то (5.4.3) преобразуется к виду

$$Q(\bar{h}) = \sum k^{ij} (h_i - \mu)(h_j - \mu) + \sum \frac{(h_i - h_{из}^i)^2}{\sigma_{из}^2}.$$

Приняв, что  $\alpha = \sigma_{из}^2 / \sigma^2$ , где  $\sigma^2$  — дисперсия поля  $H(x, y)$ , и  $\mu = 0$ , оценим сглаженное значение  $\hat{h}_i$  в точке  $(x_i, y_i)$

$$\hat{h}_i = \frac{\begin{vmatrix} 1 + \alpha & k_{12} & \dots & k_{1,i-1} \sum_{j=1}^n k_{ij} h_{из}^j k_{1,i+1} \dots k_{1n} \\ k_{21} & 1 + \alpha & & \\ \vdots & & & \\ k_{ni} & & & 1 + \alpha \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 + \alpha & k_{12} & & k_{1n} \\ & 1 + \alpha & & \\ \vdots & & & \\ k_{n1} & & & 1 + \alpha \end{vmatrix}} \quad (5.4.5)$$

где  $k_{ij}$  — коэффициенты корреляции между случайными величинами  $H(x_i, y_i)$  и  $H(x_j, y_j)$ .

Определитель в числителе из (5.4.5) получается из определителя знаменателя заменой  $i$ -го столбца на столбец с элементами

$$\sum_{j=1}^n k_{ij} h_{из}^j.$$

Таким образом определяются сглаженные значения в точках  $(x_i, y_i)$  и затем по ним строится картируемая поверхность. Другой способ сглаживания без предварительного пересчета на исходные точки будет изложен в разделе 5.6.

### 5.5. ИНТЕРПОЛЯЦИЯ ПО БОЛЬШОМУ ЧИСЛУ ТОЧЕК

Предлагаемый в разделе 5.3 способ построения поверхности при больших массивах данных с трудом реализуется на ЭВМ из-за ограниченности оперативной памяти и быстродействия. Например, на машинах М-20 по данной процедуре удалось разработать программы, допускающие обработку не более 210 точек. Количество наблюдений на площади при сейсморазведочных работах значительно превышает это число, в связи с чем возникла необходимость

изменить алгоритм построения поверхностей для увеличения массивов  $\{x_i, y_i, h_i\}$  до объемов в несколько тысяч точек. На основе этого алгоритма, разработанного под руководством автора сотрудниками Центральной геофизической экспедиции и ИГиРГИ, был составлен комплекс программ (авторы программ А. Г. Васильков, Ю. В. Локшин), реализующих процедуру построения карт по большому числу точек (до 7000) на машинах М-20 и ЕС-1040.

Напомним, что уравнение поверхности  $h = h(x, y)$ , проходящей через заданную систему точек  $\{x_i, y_i, h_i\}$ , определялось формулой (5.3.4). Для явного выражения функции  $h(x, y)$  необходимо было рассчитать матрицу  $K$  и найти  $K^{-1}$ , что при больших размерах требует известных усилий. Значительно легче решается данная задача, когда исходные точки расположены в узлах регулярной сетки. В этом случае указанную матрицу можно «обратить» теоретически и машине предоставить лишь окончательные формулы.

Так как на практике исходные точки расположены произвольно, необходимо предварительно пересчитать значения на некоторую регулярную сетку. Для этого в заранее выбранной окрестности каждого узла сетки определяется функция (5.3.4) и по ней вычисляется значение в узле. Для сокращения времени рассчитывается сразу несколько узлов, находящихся в центре (исключая края сетки) выбранной окрестности. Размеры окрестности определяются характером поведения автокорреляционной функции поля. Если случайное поле  $H(x, y)$  не является однородным, то расчет функции  $h(x, y)$  внутри каждой окрестности следует проводить по уравнению

$$\begin{vmatrix} K(x_1, y_1, x_1, y_1) & K(x_1, y_1, x_2, y_2) & \dots & K(x_1, y_1, x, y) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ K(x_n, y_n, x_1, y_1) & & & K(x_n, y_n, x, y) \\ h_1 - MH(x_1, y_1) & h_2 - MH(x_2, y_2) & & h(x, y) - MH(x, y) \end{vmatrix} = 0, \quad (5.5.1)$$

где  $K(x, y, x', y')$  — автокорреляционная функция поля;  $MH(x, y)$  — математическое ожидание.

По окончании процедуры пересчета получим отметки искомой поверхности в узлах регулярной сетки размером  $N \times M$ . Эта сетка может быть сделана настолько плотной, что от искомой функции  $h = h(x, y)$  требуется лишь выполнение условий  $h(i\rho_0, j\rho_0) = h_{ij}$ , где  $\rho_0$  — шаг сетки<sup>1</sup>;  $h_{ij}$  — значения функции в узле  $(i, j)$ . Чем меньше параметр  $\rho_0$ , тем ближе значения функции

<sup>1</sup> Не изменяя последующих расчетов, можно считать, что по ортогональным направлениям сетки выбраны различные шаги, т. е. в общем случае элементом сетки является прямоугольник.



Матрица  $R$ , содержащая  $(M \times N)^2$  элементов, разбивается на  $M \times N$  блоков, каждый из которых соответствует корреляционной матрице случайных величин, относимых к различным столбцам и строкам сетки. Будем обозначать  $r(ij)$  элемент матрицы  $R^{-1}$ , находящийся в блоке  $(k, l)$  на пересечении (в этом блоке)  $i$ -й строки и  $j$ -го столбца. Умножим матрицу  $B$  на матрицу

$$C = \left( \begin{array}{c|c} & \begin{matrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{matrix} \\ \hline \begin{matrix} 0 & 0 & 0 & 0 \end{matrix} & 1 \end{array} \right).$$

Тогда

$$BC = \left( \begin{array}{c|c} & \begin{matrix} k(x-\rho_0, y-\rho_0) \\ \cdot \\ \cdot \\ h(x-\rho_0, y-M\rho_0) \\ \cdot \\ \cdot \\ k(x-N\rho_0, y-\rho_0) \\ k(x-N\rho_0, y-M\rho_0) \end{matrix} \\ \hline \begin{matrix} \sum_l \sum_j h_{lj} r(ij) & \sum_l \sum_j h_{lj} r(2j) \cdot \dots \cdot \sum_l \sum_j h_{lj} r(lM) \end{matrix} & h(x, y) \end{array} \right) \quad (5.5.4)$$

Так как детерминант матрицы  $B$  по условию (5.5.3) должен равняться нулю, то и детерминант матрицы  $B \cdot C$  тоже равен нулю. Так как корреляционная матрица  $R$  является положительно определенной, то  $|R^{-1}| = |C| \neq 0$ , следовательно, уравнение (5.5.4) равносильно уравнению (5.5.3).

Из (5.5.4) получим

$$h(x, y) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^N \left[ k(x-i\rho_0, y-j\rho_0) \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^M h_{ln} r(lj) \right]. \quad (5.5.5)$$

Таким образом, для определения по формуле (5.5.5) функции  $h(x, y)$  необходимо вычислить элементы матрицы  $R^{-1}$ . Обозначим корреляционную матрицу случайных величин, отнесенных к одной строке сетки, через  $R_1$ , а к столбцу — через  $R_2$ . Тогда, в силу (5.5.2)

$$R = R_1 \times R_2,$$

где знак « $\times$ » означает крснекеровское произведение матриц  $R_1$

и  $R_2$ . Аналогичную структуру будет иметь и обратная матрица  $R^{-1} = R_1^{-1} \times R_2^{-1}$ . Следовательно, для вычисления любого элемента матрицы  $R^{-1}$  достаточно иметь матрицы  $R_1^{-1}$  и  $R_2^{-1}$ . Обращение матриц  $R_1$  и  $R_2$  не представляет больших трудностей, так как их размеры относительно малы, а элементы  $r_{ij}$ , для которых  $|i-j| = \text{const}$ , равны между собой, что позволяет использовать метод обращения Левинсона.

В частности, если автокорреляционная функция

$$K(\Delta x, \Delta y) = \lambda^{(\Delta x)^2} \lambda^{(\Delta y)^2} = \lambda^{(\Delta x)^2 + (\Delta y)^2} \quad (0 < \lambda < 1), \quad (5.5.6)$$

то полагая  $\rho_0 = 1$ , матрицу  $R_1^{-1}$  или  $R_2^{-1}$  можно представить в виде  $T T'$ , где  $T$  — треугольная матрица

$$T = \begin{vmatrix} t_{11} & t_{12} & \dots & \dots & \dots & t_{1N} \\ 0 & t_{22} & \dots & \dots & \dots & t_{2N} \\ 0 & & & & & \vdots \\ 0 & 0 & & & & t_{NN} \end{vmatrix}.$$

Элементы матрицы  $T$  в  $j$ -м столбце вычисляются следующим образом:

$$t_{1j} = \frac{(-1)^{j-1} \lambda^{j-1}}{\sqrt{\prod_{i=1}^{j-1} (1 - \lambda^{2i})}},$$

$$t_{2j} = \frac{(-1)^{j-2} \lambda^{j-2} (1 - \lambda^{2(j-1)})}{(1 - \lambda^2) \sqrt{\prod_{i=1}^{j-1} (1 - \lambda^{2i})}},$$

$$t_{3j} = \frac{(-1)^{j-3} (1 - \lambda^{2(j-1)}) (1 - \lambda^{2(j-2)})}{(1 - \lambda^2) (1 - \lambda^4) \sqrt{\prod_{i=1}^n (1 - \lambda^{2i})}},$$

$$t_{ij} = \frac{1}{\sqrt{\prod_{i=1}^{j-1} (1 - \lambda^{2i})}}.$$

Для  $i > j$   $t_{ij} = 0$ . Как следует из (5.5.5), функция  $h(x, y)$  представлена в виде суммы с числом слагаемых, равным  $N \times M$ . Однако для вычисления этой функции в некоторой точке  $(x, y)$  нет необходимости суммировать все члены ряда, так как значимыми являются лишь те, для которых расстояние  $\sqrt{(x-i)^2 + (y-j)^2}$



меньше некоторого наперед заданного значения  $\rho_n$ . Например, при восстановлении поля с корреляционной функцией (5.5.6) при  $\lambda = 0,3$  и  $\rho_n = 3\rho_0$  достигается высокая точность в вычислении значений функции  $h(x, y)$ . Это свойство корреляционной функции (5.5.6) позволяет избежать громоздких вычислений в каждой точке и уменьшает время счета в десятки раз. Заметим, что при таком способе восстановления функции  $h(x, y)$  не возникает проблемы «сшивания» ее значений по участкам.

Положительным качеством функции  $h(x, y)$ , определяемой по формуле (5.5.5), является существование всех ее производных. Данное решение задачи позволяет строить региональные карты по большому числу исходных точек и вместе с этим учесть неоднородность поля, изменяющего свои свойства от участка к участку. Для описания корреляционной функции  $K(x_1, y_1, x_2, y_2)$  такого поля поступим следующим образом. Пусть, например, корреляционная функция некоторого случайного однородного поля

$$K(\Delta x, \Delta y) = \frac{1}{1 + a(\Delta x^2 - 2k_1\Delta x\Delta y + k_2(\Delta y)^2)} \quad (5.5.7)$$

где  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$  — параметры.

Будем считать, что в малой окрестности точки  $(x, y)$  поле  $H(x, y)$  является однородным и имеет корреляционную функцию (5.5.7) с параметрами  $a(x, y)$ ,  $k_1(x, y)$  и  $k_2(x, y)$ . Таким образом, каждой точке  $(x, y)$  соответствуют некоторые значения параметров  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$ . Это означает, что на изучаемой площади заданы функции  $a(x, y)$ ,  $k_1(x, y)$  и  $k_2(x, y)$ . Если требуется рассчитать корреляционный момент случайных величин, заданных в точках  $(x_1, y_1)$  и  $(x_2, y_2)$ , то подставим в (5.5.7) вместо  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$  значения:

$$a = \frac{1}{2} [a(x_1, y_1) + a(x_2, y_2)]; \quad k_1 = \frac{1}{2} [k_1(x_1, y_1) + k_1(x_2, y_2)] \quad \text{и}$$

$$k_2 = \frac{1}{2} [k_2(x_1, y_1) + k_2(x_2, y_2)].$$

Таким образом, имеется возможность составить матрицу (5.3.4) и, следовательно, получить уравнение  $h = h(x, y)$ .

В комплексе программ процедура построения поверхности неоднородного поля проводится по следующей схеме. Сначала оцениваются параметры  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$  для разных участков региона на основе статистического анализа или каких-либо геологических гипотез. В пределах этих участков выбираются точки, которым приписываются соответствующие значения параметров  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$ . Далее по этим точкам интерполируются значения параметров с помощью гладких функций, в результате чего получают функции  $a(x, y)$ ,  $k_1(x, y)$  и  $k_2(x, y)$ . Эти функции хранятся в машине до пересчета исходных значений  $h_i$  на регулярную сетку.

Отметим, что описанная процедура задания неоднородного поля не основана на строгой теории и лишь в некоторой мере отражает

интуитивные представления о характере картируемой поверхности. Следует внимательно следить за тем, чтобы любая комбинация значений функций  $a(x_i, y_i)$ ,  $k_1(x_i, y_i)$  и  $k_2(x_i, y_i)$ , рассчитанных в некоторой совокупности точек, определяла положительно определенную ковариационную матрицу. Проверить выполнение этого условия практически невозможно, поэтому по возможности следует уменьшать градиенты функций  $a(x, y)$ ,  $k_1(x, y)$  и  $k_2(x, y)$ .

По данному алгоритму были построены региональные карты реализаций неоднородных полей для условий переходных зон складчатости. Результаты построений вполне отвечают геологическим представлениям о характере картируемых поверхностей, однако необходимо отметить, что качественные построения были получены после визуальной оценки нескольких предварительных построений на ЭВМ.

### 5.6. ПОСТРОЕНИЕ ТРЕНДОВОЙ ПОВЕРХНОСТИ И ИНТЕРПОЛЯЦИЯ ПО НЕТОЧНЫМ НАБЛЮДЕНИЯМ

Как уже указывалось, понятие тренда является условным, и до сих пор не существует общепризнанного правила, по которому можно было бы однозначно определить эту составляющую поля. Вероятно, никакое точное определение тренда не удовлетворило бы одновременно всех исследователей. В данной работе при определении тренда сохраняется лишь свойство его более высокой гладкости по сравнению с остатком поля.

Представим, что случайное поле  $H(x, y)$  представлено в виде суммы двух полей  $H_T(x, y)$  и  $H_0(x, y)$  с соответствующими автокорреляционными функциями  $K_T(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_0(\Delta x, \Delta y)$ . Будем считать, что поля эти статистически независимы, тогда автокорреляционная функция поля  $H(x, y)$  представляется в виде

$$K(\Delta x, \Delta y) = \alpha K_T(\Delta x, \Delta y) + (1 - \alpha) K_0(\Delta x, \Delta y). \quad (5.6.1)$$

Из (5.3.6) следует, что оцениваемая поверхность

$$h = \sum h^i K(x - x_i, y - y_i), \quad (5.6.2)$$

где  $(x_i, y_i)$  — координаты точек наблюдений, а  $h^i$  — расчетные коэффициенты.

Подставляя (5.6.1) и (5.6.2), получим

$$\begin{aligned} h &= \sum_i h^i [\alpha K_T(x - x_i, y - y_i) + (1 - \alpha) K_0(x - x_i, y - y_i)] = \\ &= \alpha \sum_i h^i K_T(x - x_i, y - y_i) + (1 - \alpha) \sum_i h^i K_0(x - x_i, y - y_i). \end{aligned} \quad (5.6.3)$$

Введем следующие обозначения:

$$h_T = \alpha \sum_i h^i K_T(x - x_i, y - y_i);$$

$$h_0 = (1 - \alpha) \sum_i h^i K_0(x - x_i, y - y_i).$$

Тогда

$$h = h_T + h_0. \quad (5.6.4)$$

Если случайное поле  $H_T(x, y)$  имеет низкочастотный спектр, а поле  $H_0(x, y)$  — высокочастотный, то естественно составляющую  $h_T$  из (5.6.4) называть трендовой поверхностью. Задавая различные параметры функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$ , будем получать различные составляющие  $h_T$ , и вновь возникает вопрос о способе назначения этих параметров. В рамках данной работы трудно уделить достаточное внимание детальному обсуждению этой важной проблемы, поэтому ограничимся лишь способами автоматического определения параметров функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$ . Отметим, что различные функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$  приводят не только к различным построениям трендовой поверхности  $h_T$ , но и поверхности  $h_0$ .

Во многих задачах обсуждаемого типа стремятся так подобрать составляющую  $h_T$ , чтобы остаток  $h_0$  представлял собой реализацию однородного поля с нулевым средним.

Существуют способы оценки вероятности гипотезы о том, что имеющаяся реализация принадлежит однородному полю. Пусть выбраны некоторые функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_0(\Delta x, \Delta y)$  и построены оценки  $h_T$  и  $h_0$ . Проверим гипотезу об однородности остатка  $h_0$  и, если эта гипотеза будет отвергнута, будем изменять параметры функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$  до тех пор, пока остаток  $h_0$  не удовлетворит заданным требованиям. При такой постановке задачи может случиться, что гипотеза о принадлежности реализации  $h_0$  однородному полю не будет отвергаться при различных параметрах функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$ . Чтобы устранить неоднозначность решения, выберем функцию  $K_T(\Delta x, \Delta y)$ , задающую самые низкие частоты, т. е. наиболее гладкую в некотором смысле реализацию трендовой поверхности  $h_T$ .

Аналогичную процедуру имеет смысл проводить при оценке поверхности по неточным наблюдениям. Эта процедура будет отличаться от предыдущей тем, что  $h_T$  трактуется как оценка истинной поверхности, а  $h_0$  — помеха. Однако это отличие существенно изменяет критерии при оценке  $h_T$ . Действительно, по критерию однородности остаток  $h_0$  мог характеризоваться большой дисперсией, сравнимой с дисперсией поля  $H_T(x, y)$ , и даже превосходить ее. При оценке поверхности по неточным наблюдениям дисперсия помехи, как правило, известна и не превышает дисперсию полезной составляющей. В связи с этим предлагается останавливаться на тех параметрах функции  $K_T(\Delta x, \Delta y)$ , при которых дисперсия остатка  $h_0$  сравнима с заданной дисперсией помехи и при выполнении этого условия достигается максимальное значение вероятности гипотезы об однородности остатка  $h_0$ .

Интерполяция по неточным наблюдениям широко распространена при построении карт по сейсмическим измерениям. Интересной особенностью исходных данных, расположенных вдоль пересекающихся профилей, является наличие в точке пересечений двух

измерений и более. В предлагаемой вероятностной модели эта информация может лишь улучшить оценку картируемой поверхности, в то время как другие способы интерполяции малопригодны для этого случая.

Наличие невязок на пересечении профилей, а также погрешностей наблюдений вдоль них делает задачу интерполирования по неточным наблюдениям особенно актуальной при сейсмических построениях. При построении глубинного разреза значения невязок и погрешностей одиночных наблюдений, как правило, различны по площади и часто соизмеримы с амплитудами искомым структур. Качество восстановления поверхности в таких условиях было оценено на модели, показанной на рис. 37.

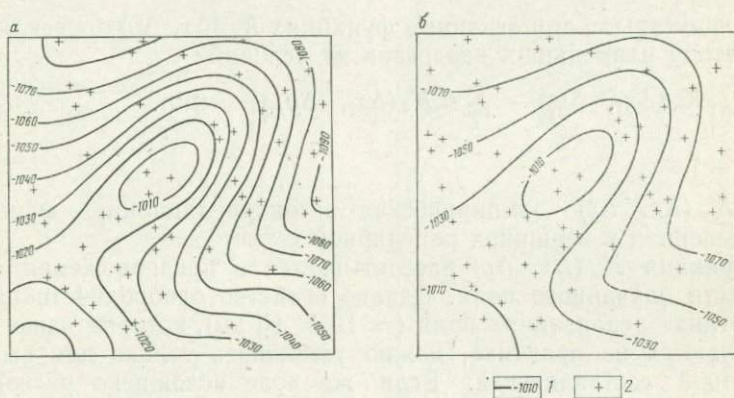


Рис. 37. Сопоставление структурных карт (тест)  
 а — построения по точным наблюдениям; б — построения по неточным наблюдениям;  
 1 — изогипсы отражающего горизонта (в м); 2 — точки пересечения профилей

Структурное поле, изображенное на модели (рис. 37, а), построено при отсутствии невязок в точках пересечения профилей (эти точки отмечены на рисунке крестами). При построении поверхности на ЭВМ (рис. 37, б) предполагалось, что в точках пересечения профилей, а также в одиночных измерениях на профиле средние квадратические погрешности имели следующие значения: на западе площади 20 м, в центре площади 25 м, на юго-востоке 15 м. Как видно из рис. 37, погрешности соизмеримы с амплитудой поднятия, изображенного на модели.

Сопоставление результатов, полученных на ЭВМ, с моделью показывает, что принципиально обе поверхности не отличаются одна от другой. Аналогичные результаты получены и при сопоставлении других моделей с построениями на ЭВМ.

Представление автокорреляционной функции  $K(\Delta x, \Delta y)$  поля  $H(x, y)$  в виде сумм двух и более автокорреляционных функций  $K_i(\Delta x, \Delta y)$ , взятых с некоторыми весовыми коэффициентами, положительно влияет на результаты построений. Такое представле-

ние полезно осуществлять по следующим соображениям. Автокорреляционные функции поля, рассчитанные по исходному статистическому материалу, носят довольно сложный характер и не могут удовлетворительно аппроксимироваться простой по форме корреляционной функцией  $K_i(\Delta x, \Delta y)$ . Поэтому для лучшего приближения эмпирической функции автокорреляции используется линейная комбинация функций  $K_i(\Delta x, \Delta y)$

$$K(\Delta x, \Delta y) = \sum_i \alpha_i^2 K_i(\Delta x, \Delta y), \quad (5.6.5)$$

где

$$\sum \alpha_i^2 = 1.$$

Параметры  $\alpha_i$  при заданных функциях  $K_i(\Delta x, \Delta y)$  определяются по методу наименьших квадратов из условий

$$\sum_m \sum_l \left[ K_s(\Delta x_l, \Delta y_l) - \sum_i \alpha_i^2 K_i(\Delta x_l, \Delta y_l) \right]^2 = \min_{\alpha_i}.$$

$$\sum \alpha_i^2 = 1,$$

где  $K_s(\Delta x, \Delta y)$  — эмпирическая автокорреляционная функция, определенная в вершинах регулярной сетки.

Функция  $K_s(\Delta x, \Delta y)$  рассчитывается в предположении однородности случайного поля. Однако свойство однородности на тех «коротких» реализациях поля ( $\approx 10 \times 10$  км), которые чаще всего встречаются на практике, можно установить только для высокочастотной составляющей. Если же поле осложнено региональным наклоном или содержит иную негоризонтальную составляющую крупной тектонической структуры, то статистическая однородность в значительной мере нарушается. Для устранения этого необходимо на первичном статистическом материале снять низкочастотные составляющие с целью приведения остатка к реализации однородного поля. Такое спектральное разложение поля осуществляется представлением его автокорреляционной функции в виде суммы (5.6.1).

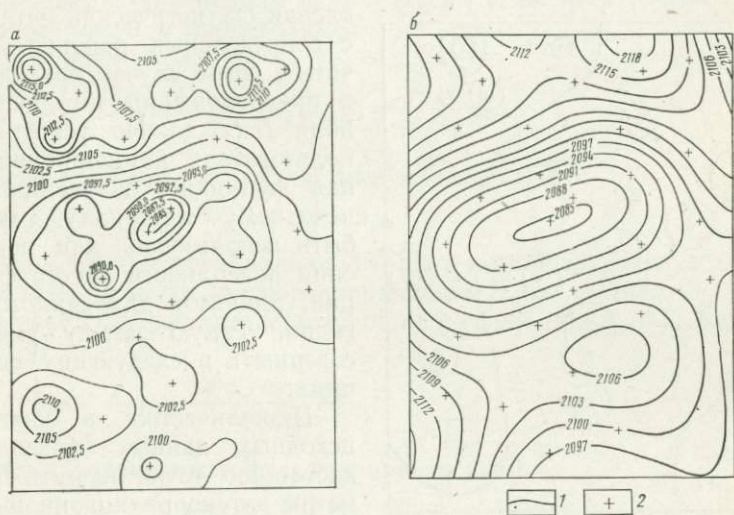
На рис. 38 представлены две карты, построенные соответственно с автокорреляционными функциями:

$$K_1(\Delta x, \Delta y) = 1/[1 + a(\Delta x^2 + \Delta y^2)];$$

$$K_2(\Delta x, \Delta y) = \alpha^2/[1 + a_1(\Delta x^2 + \Delta y^2)] + (1 - \alpha^2)/[1 + a_2(\Delta x^2 + \Delta y^2)].$$

Легко обнаружить, что карты на рис. 38 существенно различны. Поверхность, построенная по автокорреляционной функции  $K_2(\Delta x, \Delta y)$ , имеет более спокойный характер. При этом нельзя говорить о том, что та или иная карта построена более правильно. В общем случае корреляционные функции  $K_1(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_2(\Delta x, \Delta y)$  равновозможны. Вопрос заключается лишь в том, насколько правомерно использование той или иной функции на конкретном материале.

По исходным данным обнаруживается региональный рост отметок от краев к центру площади, что говорит о наличии в поле низкочастотной составляющей. Если рассчитывать автокорреляционную функцию по исходным данным, не производя с ними предварительных преобразований, то на такой «короткой» реализации трудно будет установить параметры высокочастотной составляющей. Большая погрешности параметров этой составляющей приведет к неправильной оценке автокорреляционной функции поля, что повлияет на окончательные результаты построений. Поэтому для



риорной информации и исходных наблюдений. Подобная картина порождается ошибкой при отнесении изучаемого объекта к генеральной совокупности, к которой он не принадлежит. Если такое отнесение было осуществлено на основе проведенного ранее районирования области по типам автокорреляционных функций, то это районирование следует пересмотреть. Особенно важно в таких случаях изменение параметров автокорреляционных функций при недостаточной густоте наблюдений.

Для оценки параметров функции  $K(\Delta x, \Delta y)$  иногда имеет смысл использовать только исходные наблюдения на площади, не привлекая статистический материал с сопредельных районов.

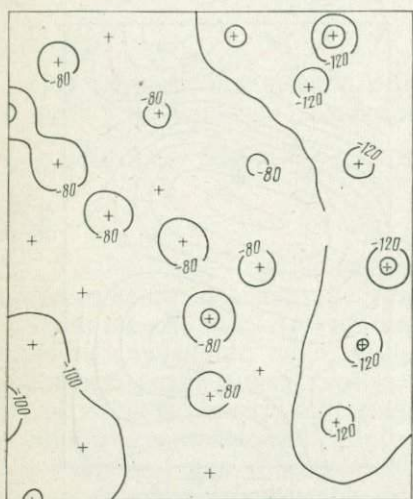


Рис. 39. Структурная карта при слабой связи между наблюдениями ( $a = 2,0$ )

с сопредельных районов. Расчеты в этом случае проводятся в предположении эргодичности поля  $H(x, y)$ . По усмотрению пользователя автокорреляционная функция, полученная по исходному материалу, может быть использована для построения поверхности вместо функции, принятой для данного региона. Такую замену уместно совершать в следующих ситуациях:

1) количество и качество исходных данных позволяют достаточно точно оценить параметры автокорреляционной функции;

2) нет надежных сведений о принадлежности поверхности на данном участке соответствующему ей морфологическому типу;

3) автокорреляционная функция поля для всего региона рассчитывалась по малому числу изучаемых эталонных объектов.

Отметим, что за исключением первого случая при интерпретации построений необходимо учитывать высокую вероятность больших отклонений от истинной поверхности.

## 5.7. ИНТЕРПОЛЯЦИЯ С УЧЕТОМ ПРОИЗВОДНЫХ

При решении задачи пересчета карт изохрон и карт скоростей в карты глубин возникает потребность проводить интерполяцию по некоторой системе точек. Действительно, при решении указанной задачи лучевым методом используется следующая схема вычислений. На плоскости  $[XY]$  выбирается система точек, из которых в рассчитанных направлениях проводятся лучи со всеми преломлениями на промежуточных границах. В результате, в трех-

мерном пространстве получают систему точек  $(x_i, y_i, h_i)$ , которые являются концами вышедших с земной поверхности криволинейных лучей.

Для построения следующей границы необходимо через полученную систему точек провести непрерывную поверхность  $h(x, y)$ . При этом следует иметь в виду, что в каждой точке  $(x_i, y_i, h_i)$  известные частные производные функции  $h(x, y)$ , которые определяются параметрами конечной части нормального луча, приведенного в данную точку. Таким образом, функция  $h(x, y)$  должна удовлетворять уравнениям  $h_i = h(x_i, y_i)$  и иметь в точках  $(x_i, y_i)$  заданные частные производные.

Обозначим

$$h_x(x, y) = \frac{\partial h(x, y)}{\partial x} \quad \text{и} \quad h_y(x, y) = \frac{\partial h(x, y)}{\partial y}$$

и пусть в точках  $(x_i, y_i)$  частные производные

$$h_x(x_i, y_i) = h_{xi}, \quad \text{а} \quad h_y(x_i, y_i) = h_{yi}. \quad (5.7.1)$$

Взаимная корреляционная функция однородного гауссовского поля  $H(x, y)$  и его частной производной  $H_x(x, y)$  [или  $H_y(x, y)$ ] определяется через автокорреляционную функцию  $K(\Delta x, \Delta y)$  поля  $H(x, y)$

$$K_{H, H_x}(\Delta x, \Delta y) = \frac{\partial^2 K(\Delta x, \Delta y)}{\partial (\Delta x)^2}, \quad (5.7.2)$$

а автокорреляционная функция производной

$$K_{H_x}(\Delta x, \Delta y) = - \frac{\partial K(\Delta x, \Delta y)}{\partial (\Delta x)}. \quad (5.7.3)$$

На основе (5.7.2) и (5.7.3) составим матрицы:

$$R_{H, H_x} = \begin{vmatrix} K_{H, H_x}(0; 0) & K_{H, H_x}(x_1 - x_2, y_1 - y_2) & \dots & K_{H, H_x}(x_1 - x_n, y_1 - y_n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ K_{H, H_x}(x_n - x_1, y_n - y_1) & \dots & \dots & K_{H, H_x}(0, 0) \end{vmatrix}$$

$$R_{H_x} = \begin{vmatrix} K_{H_x}(0, 0) & K_{H_x}(x_1 - x_2, y_1 - y_2) & \dots & K_{H_x}(x_1 - x_n, y_1 - y_n) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ K_{H_x}(x_n - x_1, y_n - y_1) & \dots & \dots & K_{H_x}(0, 0) \end{vmatrix},$$

где  $x_i, y_i$  — координаты точек измерений.

Для составления уравнения функции  $h = h(x, y)$ , являющейся математическим ожиданием поля  $H(x, y)$  при условиях  $h_i = h(x_i, y_i)$  и (5.7.1), потребуется еще матрица  $R_{H_x, H_y}$ , которая определяется на основе функции  $\frac{\partial^2 K(\Delta x, \Delta y)}{\partial (\Delta x) \partial (\Delta y)}$ . Искомое уравнение



функции  $h = h(x, y)$  имеет вид

$R_H$	$R_{H_0, H_x}$	$R_{H, H_y}$	$K(x-x_1, y-y_1)$	= 0.
			$\vdots$	
			$K(x-x_n, y-y_n)$	
$R_{H_x, H}$	$R_{H_x}$	$R_{H_x, H_y}$	$K_{H_x}(x-x_1, y-y_1)$	
			$\vdots$	
			$K_{H_x}(x-x_n, y-y_n)$	
			$\vdots$	
			$K_{H_y}(x-x_1, y-y_1)$	
$R_{H_y, H}$	$R_{H_y, H_x}$	$R_{H_y}$	$\vdots$	
			$\vdots$	
			$K_{H_y}(x-x_n, y-y_n)$	
$h_1 \dots h_n h_{x_1} \dots h_{x_n} h_{y_1} \dots h_{y_n}$			$h(x, y)$	

(5.7.4)

Нетрудно убедиться, что функция  $h(x, y)$  удовлетворяет условиям

$$h_i = h(x, y), \quad h_{x_i} = h_x(x_i, y_i) \quad \text{и} \quad h_{y_i} = h_y(x_i, y_i)$$

для всех  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ).

Производные функции  $K(\Delta x, \Delta y)$  могут иметь иногда сложную форму, что создает неудобства при расчетах. В этом случае лучше пользоваться схемой, в которой присутствует только функция  $K(\Delta x, \Delta y)$ . Для этого поступим следующим образом. Заметим, что в детерминанте из (5.7.4), если не считать последней строки и столбца, в 9 раз больше элементов, чем у соответствующего детерминанта из (5.3.4). Это равносильно тому, что в уравнении (5.3.4) число исходных точек увеличено в 3 раза. Дополним массив  $\{x_i, y_i, h_i\}$  точками с координатами

$$(x_i + \delta, y_i, h_i + \delta h_{x_i}) \quad \text{и} \quad (x_i, y_i + \delta, h_i + \delta h_{y_i}), \quad (5.7.5)$$

где  $\delta$  — достаточно мало.

Тогда рядом с каждой исходной точкой  $(x_i, y_i, h_i)$  окажутся такие две точки с координатами (5.7.5), что все три точки образуют треугольник, плоскость которого перпендикулярна к нормальному лучу. После введения фиктивных точек (5.7.5) уравнение поверхности  $h(x, y)$  можно находить на основе (5.3.4). При стремлении параметра  $\delta$  к нулю уравнения (5.3.4) и (5.7.4) совпадают.

Такая схема, основанная на добавлении к исходному массиву  $(x_i, y_i, h_i)$  фиктивных точек (5.7.5), устраняет в явном выражении  $h = h(x, y)$  частные производные функции  $K(\Delta x, \Delta y)$ , что упрощает расчеты.

При пересчете карт изохрон и скоростей в карты глубин интерполяция с учетом производных важна по следующим причинам. Во-первых, сложность строения многопластовой среды обуславливает неустойчивость решения задачи, в связи с чем необходимо на каждом шаге как можно точнее оценивать промежуточную границу. Во-вторых, поведение преломленного луча в точке пересечения с промежуточной границей определяется главным образом значениями частных производных в этой точке, а не значением функции  $h(x, y)$ . В третьих, из-за больших объемов вычислений при пересчете карт времени и скоростей в карты глубин приходится уменьшать общее количество лучей, что можно компенсировать лишь более полным извлечением информации о поверхности  $h(x, y)$ . И, наконец, в силу неравномерности расположения точек  $(x_i, y_i)$ , вызванной наличием пространственного сноса, многие участки площади не будут обеспечены достаточным числом точек  $(x_i, y_i, h_i)$ . Интерполяция по точкам такого участка значительно улучшается при использовании информации о производных функции  $h(x, y)$ .

При выборе способа интерполяции с учетом производных необходимо помнить, что матрица из уравнения (5.7.4) является более устойчивой, чем матрица, полученная по способу фиктивных точек. Дело в том, что при использовании фиктивных точек в матрице (5.3.4) образуется  $n$  групп очень близких (в зависимости от  $\delta$ ) строк (столбцов), что приводит к ее слабой обусловленности.

Восстановление функции  $h(x, y)$  при заданных значениях  $h_i, h_{xi}, h_{yi}$  в точках  $(x_i, y_i)$  приводится как и ранее с предварительным пересчетом ее значений на регулярную сетку. Если в окрестность пересчета попадает до 40—70 исходных точек, то интерполяцию лучше проводить по формуле (5.7.3), при меньшем числе точек можно использовать фиктивные точки, так как при относительно небольших размерах матрицы из уравнения (5.3.4) ее слабая обусловленность незначительно влияет на точность вычислений, однако и в этом случае нужна известная осторожность при выборе параметра  $\delta$ .

### 5.8. ИНТЕРПОЛЯЦИЯ С УЧЕТОМ ФУНКЦИИ ВЗАИМНОЙ КОРРЕЛЯЦИИ

При построении структурных карт очень часто используется информация о степени соответствия структурных планов. В разделе 2.3 указывалось, что характер этого соответствия определяется параметрами взаимной корреляционной функции. В терминах обсуждаемой вероятностной модели задача восстановления функции  $h = h(x, y)$  с учетом информации о соответствии структурных планов формулируется следующим образом.

Пусть в точках  $(x_i, y_i)$  заданы значения однородного случайного поля  $H(x, y)$ , а в точках  $(x'_i, y'_i)$  — значения поля  $H_1(x, y)$ ;  $K_H(\Delta x, \Delta y)$ ,  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$  — корреляционные функции. Требуется на основе данной информации получить оценку условного математического ожидания  $h(x, y)$  поля  $^1 H(x, y)$ . Искомое уравнение, аналогичное (5.3.4), приобретает вид

$$\begin{array}{|c|c|} \hline R_H & R_{H_1, H} \\ \hline R_{H, H_1} & R_{H_1} \\ \hline \end{array} \begin{array}{c} K_H(x-x_1, y-y_1) \\ \cdot \\ \cdot \\ K_H(x-x_n, y-y_n) \\ \cdot \\ \cdot \\ K_{H, H_1}(x-x'_1, y-y'_1) \\ \cdot \\ \cdot \\ K_{H, H_1}(x-x'_m, y-y'_m) \end{array} = 0, \quad (5.8.1)$$

$h_1, \dots, h_n h'_1, \dots, h'_m h(x, y)$

где  $h'_i$  — значение поля  $H_1(x, y)$ .

Взаимная корреляционная функция является достаточно универсальным средством для описания связи между исследуемыми горизонтами. Для большинства изучаемых районов Волго-Уральской области эмпирические функции взаимной корреляции имели глобальный максимум вблизи точки  $(0, 0)$  и удовлетворяли условию  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y) \approx K_{H, H_1}(-\Delta x, -\Delta y)$ .

В некоторых случаях, когда наблюдалось систематическое смещение сводов локальных структур, координаты глобального максимума функции  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$  значительно отличались от нуля, что и должно иметь место. Вместе с тем при интерполяции по формуле (5.8.1) во многих случаях наблюдались совершенно неправдоподобные построения. Причина этой неустойчивости заключается в том, что функции  $K_H(\Delta x, \Delta y)$ ,  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$  строятся независимо друг от друга на основе соответствующих эмпирических функций. Такая «независимая» обработка данных приводит к противоречивости системы функций

$K_H(\Delta x, \Delta y)$ ,  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$ .

Если, например, уже выбраны функции  $K_H(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$ , то значения функции  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$  не могут быть достаточно

<sup>1</sup> Решение этой задачи допускает простое обобщение в случае, когда поле  $H(x, y)$  однородно связано с несколькими случайными полями  $H_i(x, y)$ .

произвольны и должны отвечать определенным требованиям. Именно эти требования не учитываются при аппроксимации эмпирической функции взаимной корреляции, что и приводит часто к заданию функций  $K_H(\Delta x, \Delta y)$ ,  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$ , которые в принципе не могут отвечать никаким случайным полям  $H(x, y)$  и  $H_1(x, y)$ . Для устранения указанных затруднений целесообразно заранее задаться формой связи между случайными полями  $H(x, y)$  и  $H_1(x, y)$ . Например, проста в расчетах и удовлетворительно описывает реальные ситуации аддитивная модель

$$H(x, y) = \alpha H_1(x-c, y-b) + \xi(x, y), \quad (5.8.2)$$

где  $\xi(x, y)$  — однородное случайное поле, некоррелированное с полем  $H(x, y)$ ;  $c, b$  — сдвиги по координатным осям.

На основе статистического материала сначала определяется функция  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$ . Далее по эмпирической функции взаимной корреляции полей  $H(x, y)$  и  $H_1(x, y)$  устанавливаются оптимальные параметры  $\alpha, a, b$  и после этого по эмпирической автокорреляционной функции поля  $H(x, y)$  определяют параметры автокорреляционной функции поля  $\xi(x, y)$ . Вычисленных таким способом характеристик достаточно для однозначного определения функций  $K_H(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$ , которые вместе с функцией  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  соответствуют точной модели (5.8.2).

Корреляционные функции  $K_H(\Delta x, \Delta y)$ ,  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$  рассчитываются по следующей схеме. Пусть  $K_H^3(\Delta x, \Delta y)$ ,  $K_{H_1}^3(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}^3(\Delta x, \Delta y)$  — соответствующие эмпирические корреляционные функции. По способу, описанному в разделе 5.6, выберем корреляционную функцию подходящего вида или их некоторую линейную комбинацию. Параметры выбранной корреляционной функции  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  установим по условию

$$\sum [K_{H_1}(\Delta x, \Delta y) - K_{H_1}^3(\Delta x, \Delta y)]^2 = \min,$$

где сумма берется по всем сдвигам  $\Delta x$  и  $\Delta y$  на изучаемом участке.

Так как функции  $\xi(x, y)$  и  $H_1(x, y)$  некоррелированы, то функция  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$  выражается через  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$

$$K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y) = \alpha K_{H_1}(\Delta x - c, \Delta y - b).$$

Параметры  $\alpha, c$  и  $b$  определяем из условия

$$\sum [\alpha K_{H_1}(\Delta x - c, \Delta y - b) - K_{H, H_1}^3(\Delta x, \Delta y)]^2 = \min.$$

Таким способом оцениваются функции  $K_{H_1}(\Delta x, \Delta y)$  и  $K_{H, H_1}(\Delta x, \Delta y)$ . Для оценки функции  $K_H(\Delta x, \Delta y)$  необходимо определить параметры автокорреляционной функции  $K_\xi(\Delta x, \Delta y)$ . Так как

$$K_H(\Delta x, \Delta y) = \alpha^2 K_{H_1}(\Delta x, \Delta y) + K_\xi(\Delta x, \Delta y),$$

то параметры функции  $K_\xi(\Delta x, \Delta y)$  можно также оценить по методу наименьших квадратов

$$\sum [\alpha^2 K_{H_1}(\Delta x, \Delta y) + K_\xi(\Delta x, \Delta y) - K_H^3(\Delta x, \Delta y)]^2 = \min.$$

Получаемые на основе таких функций построения будут обладать достаточной устойчивостью, за исключением случаев, когда исходные наблюдения и априорная информация о них, выраженная в параметрах корреляционных функций, плохо согласованы.

### 5.9. ПАРАМЕТРЫ СЛУЧАЙНЫХ ПОЛЕЙ И СВЯЗАННАЯ С НИМИ ОЦЕНКА КАРТИРУЕМОЙ ПОВЕРХНОСТИ

Прежде всего остановимся на расчете автокорреляционной функции случайного поля. Ее получают на основе имеющегося ансамбля реализаций случайного поля  $H(x, y)$ . В результате обработки этих реализаций по стандартной процедуре расчета получают оценки значений автокорреляционной функции в дискретной системе точек. Если имеются основания считать поле анизотропным, то автокорреляционную функцию необходимо оценивать по многим направлениям, чтобы точнее уловить степень анизотропии и преимущественное простираение форм. Автокорреляционная функция, в любом сечении которой линия уровня представляет окружность, описывает изотропное поле, в противном случае — анизотропное. Подчеркнем, что однородное случайное поле может обладать свойством анизотропии, так как однородность требует лишь стационарности любого одномерного случайного процесса, являющегося сечением двумерного поля; сами же случайные процессы, соответствующие различным направлениям, могут иметь различные автокорреляционные функции.

Параметры автокорреляционной функции отражают морфологические особенности поверхности в смысле размеров структурных форм, степени и направления их вытянутости.

Аналитический вид автокорреляционной функции выбирают на основе имеющихся наблюдений. В комплексе программ, реализующих описанные ранее алгоритмы построения карт, широкое применение имеют следующие автокорреляционные функции (в обозначении  $\rho^2 = \Delta x^2 - 2k_1\Delta x\Delta y + k_2\Delta y^2$ ):

$$\left. \begin{aligned} K_1(\Delta x, \Delta y) &= \frac{1}{1 + a\rho^2}; \\ K_2(\Delta x, \Delta y) &= K_1(\Delta x, \Delta y) \cdot \cos a_1 \rho^2; \\ K_3(\Delta x, \Delta y) &= e^{-a\rho^2}; \\ K_4(\Delta x, \Delta y) &= e^{-a\rho^2} \cdot \cos a_1 \rho^2. \end{aligned} \right\} \quad (5.9.1)$$

Кроме этого, широко используются линейные комбинации указанных функций.

Во всех приведенных формулах участвует выражение

$$a(\Delta x^2 - 2k_1\Delta x\Delta y + k_2\Delta y^2).$$

Выясним физический смысл коэффициентов  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$  ( $a > 0$ ,  $k_2 > 0$ ).

Чем больше величина  $a$  при фиксированных  $k_1$  и  $k_2$ , тем слабее связь между случайными величинами, и значит в случайном поле преобладают высокочастотные составляющие, т. е. структурные формы поля более мелки. И наоборот, чем меньше  $a$ , тем более крупными формами обладает структурное поле. При задании этого коэффициента следует учитывать единицу измерения координат.

Коэффициенты  $k_1$  и  $k_2$  определяют преимущественное простирание структурных форм и степень их вытянутости. В горизонтальном сечении автокорреляционной функции в общем случае получается эллипс, соотношение осей которого служит оценкой степени анизотропии поля. Направление главного простирания задается углом

$$\alpha = \frac{1}{2} \operatorname{arctg} \frac{2k_1}{k_2 - 1}.$$

Если задан угол  $\alpha$  и отношение длин малой и большой осей эллипса, то коэффициенты  $k_1$  и  $k_2$  определяются по формуле

$$k_1 = \frac{(1 - c^2) \operatorname{tg} \alpha}{c^2 + \operatorname{tg}^2 \alpha}; \quad k_2 = 1 + 2k_1 \operatorname{ctg} 2\alpha.$$

Для положительной определенности автокорреляционных функций необходимо, чтобы уравнение второго порядка

$$x^2 - 2k_1xy + k_2y^2 = \operatorname{const}$$

представляло уравнение эллипса, в связи с чем на  $k_1$  и  $k_2$  налагаются ограничения

$$k_2 > 0 \quad \text{и} \quad k_1^2 < k_2.$$

Наиболее важным в этой модели является то, что при различных коэффициентах  $a$ ,  $k_1$  и  $k_2$  по одной и той же системе точек  $\{x_i, y_i, h_i\}$  можно получить существенно различные варианты оцениваемой поверхности. На рис. 40, 41 приведены структурные карты, построенные на графопостроителе при различных параметрах поля.

По существу именно в значениях этих коэффициентов заключена априорная информация о характере структурного поля. На рис. 40, 41 можно видеть, насколько резко могут отличаться варианты построений при различиях в априорной информации. Полученные карты в зависимости от имеющихся гипотез о характеристиках поля позволяют проводить глубокий анализ ситуации и принимать оптимальное решение в условиях неопределенности. Речь идет о том, что сведения о параметрах автокорреляционной функции могут быть расплывчатыми; само случайное поле, которое даже при фиксированных параметрах автокорреляционной функции содержит бесчисленное множество поверхностей, проходящих через заданные точки, определяет информацию об интересующих нас событиях лишь на вероятностном уровне. Все это в значительной мере предопределяет высокую степень неопределенности.

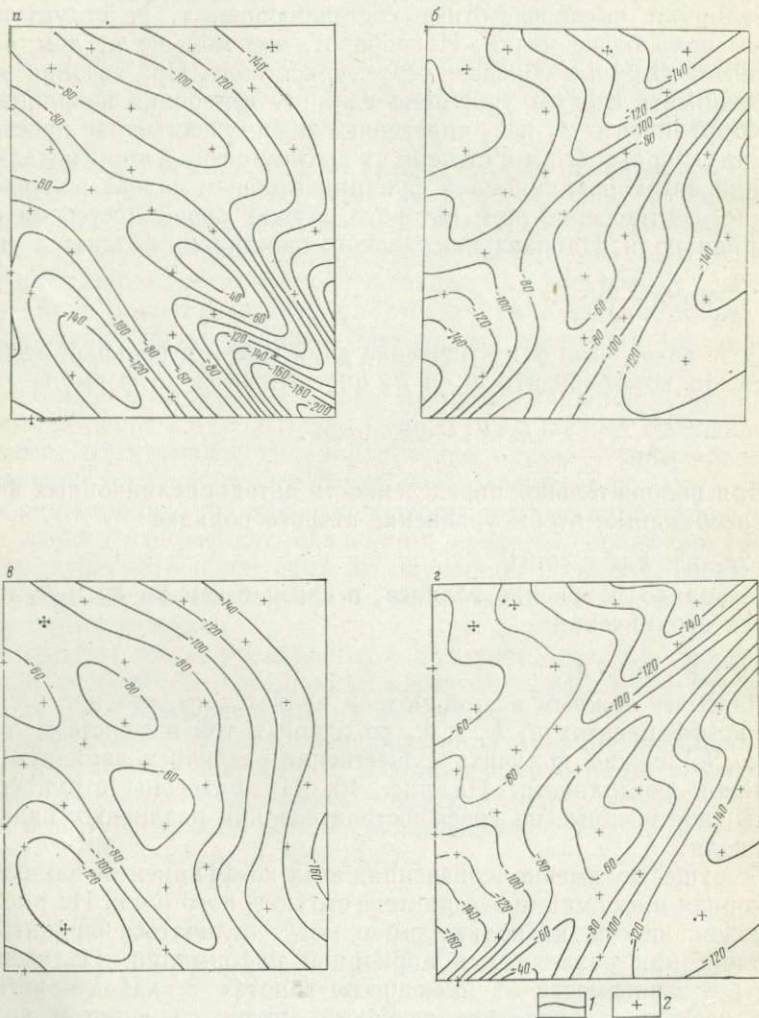


Рис. 40. Структурные карты, построенные на ЭВМ при изменении параметра  $k_1$   
 $a \rightarrow k_1 = -1,0$ ;  $б \rightarrow k_1 = 1,0$ ;  $в \rightarrow k_1 = -0,8$ ,  $г \rightarrow k_1 = 1,05$ ; 1 — изолинии поля (в м); 2 — исходная точка





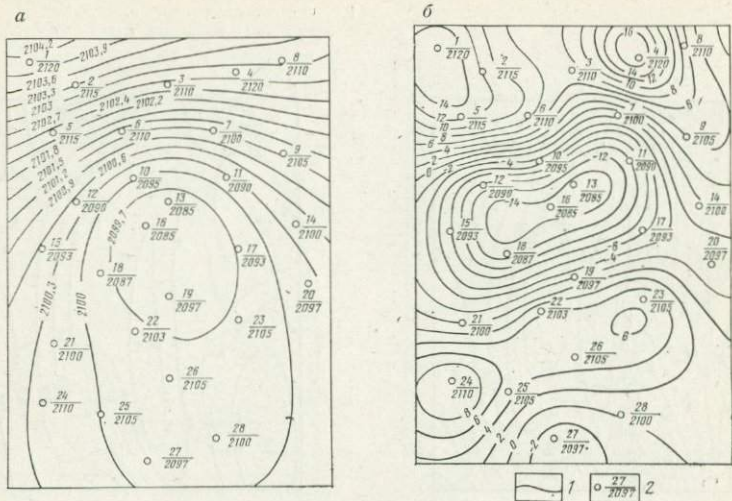


Рис. 42. Составляющие структурной карты ( $a = 0,001$ )  
 а — тренд; б — локальная составляющая; 1 — изолинии (в м); 2 — скважина (в числителе — номер, в знаменателе — глубина в м)

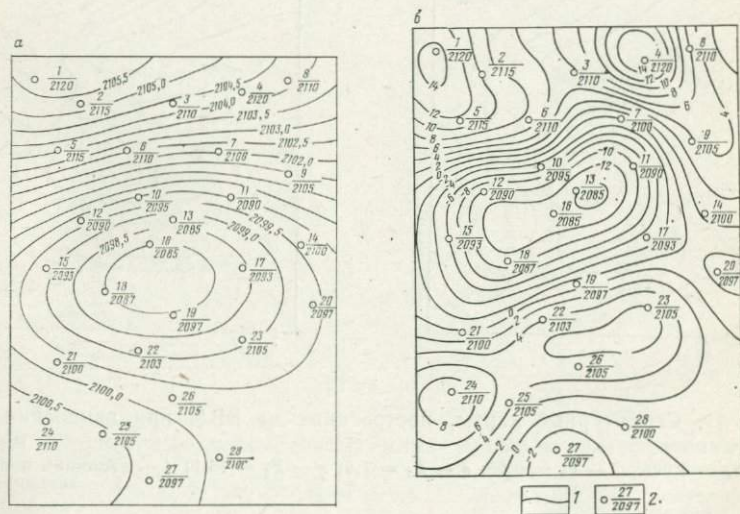


Рис. 43. Составляющие структурной карты  
 а — тренд; б — локальная составляющая; 1 — изолинии (в м); 2 — скважина (в числителе — номер, в знаменателе — глубина в м)

В основе статистического анализа лежит гипотеза, без принятия которой невозможно сделать какие-либо содержательные выводы. Эта гипотеза заключается в том, что изучаемый объект принадлежит некоторой известной генеральной совокупности объектов. Нечто весьма близкое к этой гипотезе в геологии называют методом аналогий. При изучении участка, где проведены точечные измерения, необходимо принять решение о том, к какой генеральной совокупности с соответствующими ей статистическими характеристиками отнести данный участок. Иначе, требуется перенести на картируемую площадь сведения, полученные на других аналогичных по строению и хорошо изученных площадях. Если участок принадлежит региону, ранее изученному по большому объему статистического материала, и этот регион характеризуется единым геологическим строением, то принятие основной статистической гипотезы можно считать достаточно оправданным.

При недостаточной изученности региона, к которому отнесен исследуемый участок, различные гипотезы могут быть почти равновероятны, что и приводит к отсутствию точных сведений о характеристиках случайного поля на данной площади. Следует иметь в виду, что именно на таком, более высоком уровне неопределенности геологу чаще всего приходится принимать решения о дальнейших действиях. Представляется, что в настоящее время это решение принимается почти всегда за счет основанной на опыте интуитивной оценки вероятностей нескольких альтернативных гипотез. Если такую оценку можно предложить на основе каких-либо посылок, то вся информация легко укладывается в описанную ранее вероятностную модель. В противном случае можно все гипотезы считать равновероятными, что соответствует наибольшей энтропии системы.

Сказанное относится не только к самому случайному полю  $H(x, y)$ , но и к его трендовой и локальной составляющим. В зависимости от заданных параметров тренда можно получить различные оценки низкочастотной составляющей поля и, следовательно, его остатка (рис. 42, 43). Было отмечено, что алгоритм выделения тренда аналогичен алгоритму сглаживания. Различие в этих процедурах состоит лишь в трактовке получаемых результатов. Например, при сглаживании допущение о низкочастотном характере полезного сигнала необязательно; более того, может случиться, что помеха обладает более низкочастотным спектром, чем полезная составляющая. При выделении тренда различие между его спектральным составом и спектральным составом остатка должно быть, по всей вероятности, значимым, иначе понятие тренда теряет смысл.

ПОСТРОЕНИЕ ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКИХ  
МОДЕЛЕЙ

Использование вероятностных методов является естественным не только при интерпретации сейсмических данных (о чем речь шла в предыдущих главах), но и в процессе планирования сейсморазведочных работ, а также при оценках их эффективности в целом и новой техники и технологии сейсморазведки. Как и в любых других видах производственной деятельности, основой научно обоснованного планирования сейсморазведочных работ должны стать экономико-математические модели, на базе которых осуществляется текущее и перспективное планирование, принимаются оптимальные решения в производственном процессе и которые могут использоваться и при оценках эффективности работы организаций и предприятий.

В основу построения экономико-математических моделей сейсморазведочных работ положены представления о вероятностном характере поискового процесса, а расчет вероятностных характеристик этого процесса осуществляется с помощью описанных выше алгоритмов на базе комплекса алгоритмов и программ оценки достоверности и построения карт (ОДПК).

**6.1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ**

Основные элементы экономико-математических моделей — критерий оптимальности, целевые функции, а также глобальные и локальные ограничения. Правильность выбора критерия оптимальности во многом определяет оптимальность принимаемых на основании данного критерия решений. Критериев оптимальности может быть и несколько. Выбор критерия оптимальности должен осуществляться руководителями отрасли или предприятий. Наша задача прежде всего заключается в том, чтобы на основе заданных критериев оптимальности находить оптимальные варианты планов сейсморазведочных работ и принимаемых решений.

С этой целью строятся целевые функции, которые связывают критерий оптимальности с основными параметрами поискового процесса при сейсморазведочных работах. Глобальные и локальные ограничения представляют собой границы изменения параметров и прежде всего характеризуют ресурсы предприятия, материальные, людские и финансовые.

Критерий оптимальности производственной деятельности наиболее близок к максимуму прибыли, который указывал бы на до-

стижение оптимальности той или иной стратегии. Однако если использование максимума прибыли в качестве критерия оптимальности сильно затруднено и в других отраслях материального производства, то в области поисково-разведочных работ этот критерий в настоящее время вообще неприемлем. Дело в том, что в этой отрасли пока нет установленных цен ни на окончательную продукцию разведки — запасы нефти и газа по категориям  $A + B + C_1$ , ни, тем более, на промежуточную продукцию; каковой являются структуры, подготовленные геофизическими методами к глубокому бурению.

Для поисково-разведочных работ на нефть и газ критерием оптимальности может быть минимум приведенных затрат на подготовку единицы запасов по высшим категориям. Выбор же критерия оптимальности для разведочных геофизических работ осложнен тем, что продукция этого вида поисково-разведочных работ является промежуточной и с трудом поддается измерению.

Критерием оптимальности разведочных геофизических работ может служить минимум приведенных затрат на подготовку к глубокому бурению  $1 \text{ км}^2$  площади структуры. Отметим, что речь идет о площади структуры в одном геологическом комплексе. Если осуществляется одновременная разведка двух и более комплексов, то суммирование площадей структур должно осуществляться с учетом коэффициента эквивалентности.

Прежде чем перейти к построению целевых функций, следует остановиться на их общих принципах построения для геофизической разведки: эквивалентность затрат, необходимость учета взаимодействия последовательных стадий разведки. Смысл первого принципа заключается в том, что при неблагоприятном исходе работ, например при обнаружении структуры на изучаемой площади, работы продолжаются на новых площадях, а сумма единичных затрат на каждой новой площади сохраняется неизменной, эквивалентной. Второй принцип вытекает из взаимосвязанности поисково-разведочных работ: от результата поисковых работ зависит стадия детализации, детальные геофизические работы оказывают огромное влияние на глубокое поисковое и разведочное бурение и т. д. Ниже рассматривается построение целевых функций для поисковых, детальных и поисково-детальных сейсморазведочных работ. Под поисковыми подразумеваются такие работы, целью которых является обнаружение структуры. Детальные сейсмические исследования выполняются с целью изучения параметров структур, наличие которых установлено практически точно после проведения поисковых работ. Очевидно, что разделение сейсморазведки на две эти стадии возможно лишь при поисках и разведке крупных структур с амплитудой 50 м и более. На территориях же древних платформ (например, платформенная часть Волго-Уральской области), где амплитуды структур, как правило, невелики и часто составляют лишь 15—20 м, стадии поиска и детализации структур практически совмещаются, так как даже после проведе-

ния работ по густой сети профилей, характерной для детальных работ, нельзя с полной уверенностью утверждать о наличии структуры на изучаемой площади. При разведке таких территорий разведочные сейсмические исследования назовем поисково-детальными.

## 6.2. ЦЕЛЕВАЯ ФУНКЦИЯ ПОИСКОВЫХ СЕЙМОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ

Целью поисковых сейморазведочных работ является обнаружение структуры. Поэтому критерием оптимальности может служить минимум приведенных затрат на обнаружение средней структуры или, переходя на удельные затраты, минимум приведенных затрат на обнаружение единицы площади структуры —  $1 \text{ км}^2$ . Результат поисковых работ заранее неизвестен, структура на заданной площади может и не присутствовать, она может быть обнаружена или пропущена. Кроме того, возможен и вариант обнаружения ложной структуры — ложная тревога. Поэтому предсказать заранее удельные затраты на обнаружение структуры невозможно. Задача заключается в определении математического ожидания этих затрат  $MZ_{\text{п}}$ .

Чтобы найти величину  $MZ_{\text{п}}$ , необходимо определить среднее число опытов  $z$  до момента правильного обнаружения структуры  $z = 1/P_{\text{п}}$ .

Здесь  $P_{\text{п}}$  — полная вероятность правильного обнаружения структуры

$$P_{\text{п}} = P_{\text{а}}P_{\text{у}},$$

где  $P_{\text{а}}$  — априорная вероятность наличия структуры в пределах заданной площади;  $P_{\text{у}}$  — условная вероятность правильного обнаружения структуры.

Вероятность  $P_{\text{а}}$  определяется на основе априорного распределения структур различных размеров, которые непосредственно содержится в исходной информации, а условная вероятность  $P_{\text{у}}$  для структуры определенных размеров определяется с помощью комплекса ОДПК.

Обозначим затраты на поисковые сейморазведочные работы на единичной площади  $Z_{\text{п}}$ , а затраты на детальные работы  $Z_{\text{д}}$ . Тогда математическое ожидание затрат на правильное обнаружение без учета последствий на стадии детализации равно

$$M'Z_{\text{п}} = z_{\text{п}}z = z_{\text{п}}/P_{\text{п}}$$

Как видно, величина  $M'Z_{\text{п}}$  существенно зависит от точности сейморазведочных работ: чем выше их точность, тем больше значение вероятностей  $P_{\text{у}}$  и  $P_{\text{п}}$  и тем меньше общие затраты.

Для соблюдения второго принципа построения целевых функций — необходимости учета экономических последствий на последующей стадии разведки — оценим влияние поисковых работ на детальные. В данном случае речь идет о непроизводительных за-

тратах на стадии детальных работ, которые вызывает «ложная тревога». Ложное обнаружение структуры влечет за собой проведение детальных работ на ложном, несуществующем объекте. Затраты на их проведение являются непроизводительными и должны быть учтены при построении целевой функции. Для расчета величины этих затрат определяется среднее число  $x$  случаев «ложной тревоги» из общего числа опытов  $z$

$$x = zP_{л},$$

где  $P_{л}$  — полная вероятность ложного обнаружения,

$$P_{о} = P_{п}P_{ул}.$$

Здесь  $P_{о}$  — априорная вероятность отсутствия структуры на изучаемой площади;  $P_{ул}$  — условная вероятность «ложной тревоги».

Окончательно математическое ожидание затрат на обнаружение средней структуры с учетом непроизводительных затрат на стадии детальных работ записывается следующим образом:

$$MЗ_{п} = z_{п} \frac{1}{P_{п}} + z_{д} \frac{P_{л}}{P_{п}}. \quad (6.2.1)$$

Для определения математического ожидания удельных затрат (на 1 км<sup>2</sup> площади структуры) достаточно разделить значение  $MЗ_{п}$  на площадь средней структуры.

### 6.3. ЦЕЛЕВАЯ ФУНКЦИЯ ДЕТАЛЬНЫХ СЕЙСМОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ

При построении целевых функций детальных сейсморазведочных работ основным фактором является формализация использования геофизических данных на стадии глубокого поискового и разведочного бурения.

Разведка структур глубоким бурением разделяется обычно на два этапа — поисковый и разведочный. На поисковом этапе решается вопрос о наличии нефти и газа. Первая поисковая скважина в большинстве случаев задается в своде структуры (речь идет о ловушке структурного типа). Следует отметить, что на ряде площадей платформенной части Волго-Уральской области даже при наличии нефти в первой поисковой скважине поисковый этап включает в себя бурение еще нескольких поисковых скважин с целью поисков нефти и газа в других горизонтах (при наличии несогласий) или в других частях структуры (при сложном ее строении). Обычно на средних по размерам структурах платформенного типа поисковый этап бурения включает 1—3 скважины. По завершении поискового этапа подсчитываются запасы по категории  $C_1$ .

На разведочном этапе производится подготовка площади к эксплуатации. Основные задачи разведочного этапа — определение внешнего и внутреннего контуров нефтегазоносности, получение предварительных сведений о параметрах нефтесодержащих пластов (мощности, коллекторских свойств и др.). В зависимости от разме-

ров структуры и изменчивости параметров нефтесодержащих пластов на разведочном этапе на структурах платформенного типа бурятся 4—8 скважин, реже десять. Количество скважин и расстояние между ними выбираются в каждом конкретном случае с учетом геологических особенностей месторождения.

Количество поисковых и разведочных скважин существенно зависит от точности структурных построений по геофизическим данным: чем выше эта точность, тем выше вероятность попадания скважин в газонефтяную залежь или область водонефтяного контакта, тем меньше общие затраты на глубокое бурение. Попробуем оценить сумму затрат той части глубокого бурения, которая ориентируется на геофизические данные. Вначале рассмотрим стадию поискового бурения. Общие затраты при поисковом бурении зависят от той стратегии, которая выбирается геологами в случаях, если первая и последующие скважины не вскрывают залежи нефти или газа. В данной работе, где в основном рассматривается оптимизация геофизических работ, не ставится цель разработки такой стратегии, но она не может не учитываться при решении поставленных задач. Важно знать число сухих скважин в среднем, после которого прекращается поиск залежи в данном регионе. Обозначим это среднее число поисковых скважин  $n$ . На территории платформенной части Волго-Уральской области, как показала статистика, разведка площади, как правило, прекращается, если первые две (а иногда и одна) скважины не вскрыли залежь. При разведке крупных структур число  $n$ , естественно, увеличивается.

Для построения целевой функции нужно рассчитать полную вероятность  $P_n$  попадания хотя бы одной из  $n$  скважин в залежь

$$P_n = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - P_n P_i), \quad (6.3.1)$$

где  $P_n$  — априорная вероятность наличия залежи на изучаемой площади;  $P_i$  — вероятность попадания  $i$ -й скважины в залежь.

Выражение (6.3.1) справедливо в ситуации, когда события, связанные с попаданием каждой из  $n$  скважин в залежь, взаимно независимы. В противном случае расчет вероятности  $P_n$  более сложен и должен учитывать характер зависимости указанных событий.

Априорная вероятность  $P_n$  является одним из элементов информационной базы, условная вероятность  $P_i$  рассчитывается с помощью метода Монте-Карло. Знание вероятности  $P_n$  дает возможность определить среднюю сумму затрат в глубоком бурении на обнаружение одной залежи при использовании геофизических данных. Определим среднее количество  $b$  опытов проведения поискового бурения, при котором один раз достигается положительный результат — обнаружение структуры, или сколько в среднем площадей, подготовленных сейсморазведкой, должно быть исследовано  $n$  количеством поисковых скважин для обнаружения одной залежи

$$b = 1/P_n. \quad (6.3.2)$$

Здесь уместно отметить, что необнаружение залежи означает необходимость повторения комплекса работ — детальная сейсморазведка плюс глубокое поисковое бурение на новых площадях, а это означает с учетом принципа эквивалентности затрат, что математическое ожидание суммы затрат на детальные сейсморазведочные работы и глубокое поисковое бурение  $M_1 Z_d$ , необходимых для обнаружения одной залежи, может быть рассчитано по формуле

$$M_1 Z_d = (z_d + n z_p) \frac{1}{P_n}, \quad (6.3.3)$$

где  $z_p$  — затраты на бурение одной глубокой скважины.

Совершенно иной характер имеет влияние геофизических данных на процесс разведки залежи, ее оконтуривание. Поскольку на данной стадии разведки залежь уже открыта, геофизические данные используются при заложении скважин для вскрытия контура нефтегазоносности. Качество геофизической «продукции» определяет на этой стадии разведки количество скважин, которые приходится бурить для оконтуривания залежи, в том числе и количество так называемых «лишних» скважин, не решающих поставленную перед ними геологическую задачу. Анализ процесса разбуривания площадей, подготовленных разведочными партиями треста Куйбышевнефтегеофизика, показывает, что из-за погрешностей структурных построений по сейсмическим данным на каждой площади одна-две глубокие разведочные скважины являются «лишними».

Для построения целевой функции детальных геофизических работ с учетом стадии глубокого разведочного бурения необходима четкая формализация задач, которые ставятся перед оконтуривающими скважинами. Эта задача должна решаться геологами в каждом конкретном регионе. Предположим, что перед последующими скважинами ставится задача вскрытия контакта вода—нефть или вода—газ. Удовлетворительным можно считать и попадание скважины в воду при условии, если по косвенным признакам (содержание углеродородов в воде и изменение этого содержания по площади и т. п.) удается ориентировочно оценить положение водонефтяного контакта. Если из-за низкой достоверности структурных сейсмических построений скважина попадает в область, информация которой не позволяет судить о положении ВНК и оконтурить залежь, то можно считать, что эта скважина не решила поставленную геологическую задачу. В этом случае затраты на бурение этой скважины могут быть как полностью непроизводительными (попадание в область, далекую от контакта вода—нефть), так и непроизводительными частично (попадание в залежь). В последнем случае при использовании разведочной скважины в качестве эксплуатационной сумма непроизводительных затрат составит разность между стоимостью бурения разведочной и эксплуатационной скважин  $z_p - z_э$ . Условимся также считать, что скважина, попавшая в контакт вода—нефть, т. е. решившая геологическую задачу, ис-



пользуется в процессе эксплуатации либо как эксплуатационная, либо как нагнетательная, причем близкие по величине затраты на бурение эксплуатационной и нагнетательной скважин будут считаться равными.

Для построения целевой функции определим сумму затрат на оконтуривание залежи в соответствии со сделанными выше предположениями об использовании геофизических данных на стадии глубокого разведочного бурения. Предположим, что  $k$  — минимально необходимое число глубоких скважин для оконтуривания залежи. Среднее число скважин, которые нужно пробурить, чтобы одна из них попала в область, именуемую условно ВНК,

$$y = 1/P_k,$$

где  $P_k$  — вероятность попадания скважины в ВНК.

Вероятность  $P_k$  попадания скважины в область водонефтяного контакта рассчитывается с помощью функции достоверности, показывающей в данном случае вероятность принадлежности точки площади водонефтяному контакту. Среднее число скважин  $a$ , необходимых для оконтуривания залежи

$$a = ky = k/P_k.$$

Минимальная сумма затрат, необходимых для оконтуривания залежи, равна произведению минимального количества скважин на разность между стоимостью разведочной и эксплуатационной скважины  $k(z_p - z_s)$ , где  $z_p$  — стоимость поисковой разведочной скважины,  $z_s$  — то же, эксплуатационной. Произведение  $k(z_p - z_s)$  представляет собой «производительные» затраты.

Сумма непроизводительных затрат рассчитывается следующим образом. Среднее количество скважин, не попадающих в ВНК и не решающих разведочную задачу, равно  $k(1 - P_k)/P_k$ . При непопадании скважины в ВНК или близкую к нему область скважина попадает в залежь или в воду, причем в последнем случае при значительном удалении от залежи такая скважина оказывается вне «области полезности» и не используется в процессе эксплуатации. Тогда затраты на бурение скважин ( $z_p - z_s$ ), оказавшихся внутри области полезности, являются непроизводительными частично, в то время как другие скважины являются «лишними» полностью. Математическое ожидание затрат на бурение скважин, используемых в процессе эксплуатации, составляет  $P_l k (1 - P_k)/P_k (z_p - z_s)$ , а для «лишних» скважин  $(1 - P_l) k \frac{1 - P_k}{P_k} z_p$ , что в сумме дает

$$P_l k \frac{1 - P_k}{P_k} (z_p - z_s) + (1 - P_l) k \frac{1 - P_k}{P_k} z_p = k \frac{1 - P_k}{P_k} (z_p - P_l z_s),$$

где  $P_l$  — вероятность попадания скважины, которая задана с целью вскрытия водонефтяного контакта, в «область полезности».

Отсюда получаем математическое ожидание суммы затрат на оконтуривание залежи (точнее той части затрат, которая связана с использованием геофизических данных):

$$k(z_p - z_0) + k \frac{1 - P_k}{P_k} (z_p - P_l z_0)$$

или

$$k(z_p - P_l z_0),$$

предполагая, что все скважины, вскрывшие ВНК, используются как эксплуатационные.

Тогда математическое ожидание затрат на поиск и оконтуривание залежи записывается следующим образом:

$$MЗ_d = \frac{1}{P_n} (z_d + n z_p) + \frac{k}{P_k} (z_p - P_l z_0),$$

или с учетом возможности использования поисковых скважин, попавших в залежь, в процессе эксплуатации:

$$MЗ_d = \frac{z_d}{P_n} + \frac{n}{P_n} (z_p - P_n z_0) + \frac{k}{P_k} (z_p - P_l z_0). \quad (6.3.4)$$

Целевые функции для поисковых и детальных геофизических работ дают возможность записать и обобщенную целевую функцию разведочных геофизических работ, охватывающую обе стадии поиска и детализации структур геофизическими методами. Математическое ожидание суммы затрат в геофизической разведке с учетом экономических последствий в глубоком бурении

$$MЗ_r = \frac{1}{P_n P_n} [z_n + z_d (P_l + P_n)] + \frac{n}{P_n} (z_p - P_n z_0) + \frac{k}{P_k} (z_p - P_l z_0).$$

Записанное выражение и представляет собой обобщенную целевую функцию геофизических работ для регионов, где стадии поиска и детализации структур разделены.

#### 6.4. ЦЕЛЕВАЯ ФУНКЦИЯ ПОИСКОВО-ДЕТАЛЬНЫХ СЕЙМОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ

Определим математическое ожидание суммы затрат на обнаружение и оконтуривание залежи для поисково-детальных сейморазведочных работ

$$MЗ_{нд} = z_{нд} \left( \frac{1}{P_n} + \frac{1}{P_n} \right) + n z_p \frac{P_l}{P_n} + \frac{n}{P_n} (z_p - P_n z_0) + \frac{k}{P_k} (z_p - P_l z_0), \quad (6.4.1)$$

где  $z_{нд} \left( \frac{1}{P_n} + \frac{1}{P_n} \right)$  — затраты на сейморазведочные работы на обнаружение одной залежи нефти или газа, включая поиск струк-

туры и поиск залежи;  $n z_p \frac{P_l}{P_n}$  — затраты в глубоком бурении на разбуривание ложных структур;  $\frac{n}{P_n} (z_p - P_{z_3})$  — затраты в поисковом бурении на обнаружение одной залежи по сейсморазведочным данным;  $\frac{k}{P_k} (z_p - P_{i z_3})$  — затраты в разведочном бурении на оконтуривание одной залежи по сейсморазведочным данным.

Приведенное выражение представляет собой целевую функцию поисково-детальных сейсморазведочных работ. Для отыскания минимума целевой функции необходимо вероятности  $P_n$ ,  $P_l$ ,  $P_n$ ,  $P_k$ ,  $P_i$  выразить через переменную  $z_{нд}$ , т. е. следует установить функции вида

$$P_n = P_n(z_{нд}); \quad P_l = P_l(z_{нд}); \quad P_n = P_n(z_{нд});$$

$$P_k = P_k(z_{нд}); \quad P_i = P_i(z_{нд}).$$

Указанные функции характеризуются быстрой стабилизацией вероятностей, начиная с некоторых значений  $z_{нд}$ .

## 6.5. РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ ЦЕЛЕВЫХ ФУНКЦИЙ

Исследование целевых функций заключалось в установлении количественных зависимостей величин  $MZ_n$ ,  $MZ_d$ ,  $MZ_r$ ,  $MZ_{нд}$  от основных параметров, входящих в выражение целевых функций. При этом выяснилось влияние на математическое ожидание суммы затрат на поиск и оконтуривание структур и залежей таких параметров, как точность геофизических работ, размеры структур и залежей, затраты на 1 км сейсмического профиля и 1 м бурения и др. Целевые функции исследовались на фактическом материале, собранном на территории платформенной части Волго-Уральской области.

Очевидно, что при повышении точности геофизических работ, при прочих равных условиях, значения математического ожидания затрат  $MZ_n$ ,  $MZ_d$ ,  $MZ_r$  и  $MZ_{нд}$  уменьшаются, поскольку растут значения вероятностей правильного обнаружения структуры  $P_n$ , попадания поисковых скважин в залежь  $P_n$  и оконтуривающих скважин в ВНК  $P_k$  и уменьшается вероятность «ложной тревоги»  $P_l$ . В реальной ситуации повышение точности сейсморазведки связано с увеличением стоимости работ. Поэтому минимизация целевых функций при одновременном увеличении точности и стоимости геофизических работ позволяет выбирать оптимальный вариант геофизической разведки на любой стадии. Вопрос заключается в том, оправдывается ли повышение стоимости геофизических ра-

бот снижением затрат в глубоком бурении. Исследование целевых функций показывает, что повышение точности сейсморазведки, несмотря на рост стоимости сейсморазведочных работ, как правило, является оправданным до некоторого момента «насыщения». Наступление этого момента зависит от тектоники изучаемого района, характеризуемого априорными вероятностями встречи структур определенного размера.

Исследование целевых функций поисковых геофизических работ показало, что важную роль играет априорная вероятность наличия структуры  $P_a$  в пределах заданной площади. Ясно, что чем выше значение  $P_a$ , тем меньше сумма затрат на обнаружение структуры. Важно отметить, что чем ниже априорная вероятность наличия структуры, тем большее влияние на величину  $MЗ_n$  оказывает изменение точности геофизических работ: в районах с более низкими значениями  $P_a$  повышение точности геофизических работ дает больший эффект (быстрее убывает  $MЗ_n$  с повышением точности), чем в районах с более высокими значениями априорной вероятности  $P_a$ . Выводы, полученные в результате исследования целевой функции поисковых геофизических работ, заключаются в следующем.

1. Математическое ожидание суммы затрат на обнаружение структуры уменьшается при повышении точности геофизических работ, увеличении априорной вероятности наличия структуры и увеличении размера структуры.

2. Повышение точности геофизических работ на стадии поиска структуры целесообразно до определенного предела, после достижения которого дальнейшее повышение точности с экономической точки зрения не оправдано.

При исследовании целевой функции детальных геофизических работ установлено, что и в данном случае повышение их точности снижает общие затраты на геофизическую разведку и глубокое бурение, даже если при этом (до момента «насыщения») растет себестоимость 1 км профиля геофизических работ. Отмечено, что для районов пологих структур повышение точности дает больший эффект, чем для районов, характеризующихся крутыми углами наклона слоев: чем больше угол наклона, тем слабее реагируют значения вероятностей попадания скважин в залежь и область ВНК на изменение точности геофизических работ. Существенное влияние на математическое ожидание суммы затрат на поиск и оконтуривание залежи  $MЗ_d$  оказывает и изменение априорной вероятности наличия структуры: чем ниже значение априорной вероятности, тем больше общие затраты.

Выводы, полученные в результате исследования целевой функции детальных геофизических работ.

1. Математическое ожидание суммы затрат на поиск и оконтуривание залежи геофизическими методами и глубоким бурением  $MЗ_d$  уменьшается при повышении точности геофизической разведки, увеличении размеров изучаемых структур и приуроченных

к ним залежей нефти и газа, росте априорной вероятности наличия залежи.

2. Повышение точности детальных геофизических работ на конкретной площади целесообразно до тех пор, пока это приводит к повышению вероятностей  $P_{\text{п}}$  и  $P_{\text{к}}$ .

Исследование обобщенных целевых функций указывает на наличие отмеченных выше закономерностей. Следует отметить, что большинство сделанных выводов не являются неожиданными, так как вытекают из физических основ геофизической разведки и использования ее результатов в процессе глубокого бурения. Однако построение и исследование целевых функций дает возможность установить количественные соотношения между тем или иным действием и его результатом. Именно знание этих количественных соотношений и открывает путь для оптимизации геофизических работ.

## ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ МЕТОДОВ ДЛЯ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ СЕЙСМОРАЗВЕДКИ

### 7.1. ОСНОВНЫЕ ПРОБЛЕМЫ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ СЕЙСМОРАЗВЕДКИ

Методы оценки экономической эффективности сейсморазведочных работ базируются как и в любом другом виде производственной деятельности на системе показателей, важнейшие из которых следующие: объем продукции; продолжительность подготовки единицы продукции; себестоимость единицы продукции; качество продукции; производительность труда; производительное использование основных фондов.

В данной работе не ставится целью всесторонний анализ этой системы показателей. Мы предполагаем лишь показать, как влияет использование вероятностных методов на наши представления об эффективности сейсморазведочных работ. Поскольку вероятностный подход существенно затрагивает такие ключевые экономические показатели, как объем и качество продукции, использование его в ряде случаев принципиально меняет не только значения измеряемых показателей, но и общую оценку эффективности сейсморазведки.

Прежде всего необходимо решить, что подразумевается под понятиями «продукция» и «качество продукции» сейсморазведочных работ. Для выбора величины, которая могла бы характеризовать продукцию сейсморазведочных работ, сформулируем требования, которые должны быть предъявлены к этой величине.

1. Объем продукции должен измеряться результатами работ.
2. Изменение объема производственной сейсморазведочной продукции должно характеризовать изменение степени удовлетворения [потребностей заказчика — глубокого, поискового и разведочного бурения, фронта работ для него.
3. Повышение технико-методического уровня сейсморазведочных работ должно сопровождаться ростом объема их продукции.
4. Единица сейсморазведочной продукции должна оставаться однородной в пределах крупных тектонических регионов.

Необходимость выполнения первого требования очевидна, второе же связано с тем, что геофизическая разведка не является самостоятельной отраслью промышленности, а представляет собой завершенное производство и является составной частью геологоразведочных работ.

Поскольку непосредственно потребителем геофизической продукции является глубокое разведочное и поисковое бурение, объем геофизической продукции должен характеризовать степень удовлетворения потребностей глубокого бурения. Прирост сейсморазведочной продукции означает расширение фронта работ глубокого поискового и разведочного бурения.

Связь между технико-методическим уровнем производства и количеством производимой продукции существует во всех сферах материального производства, в том числе и в геофизической разведке. В этом вопросе, однако, проявляется специфика как изучаемой отрасли в целом (геологоразведочные работы), так и геофизических работ в частности. Речь идет о величине так называемого природного фактора, оказывающего влияние на объем геофизической продукции, ее качество. При геологоразведочных работах влияние природного фактора проявляется в том, что до проведения глубокого разведочного бурения нельзя однозначно говорить о наличии либо отсутствии нефти на разведанных площадях. Естественно, что это обстоятельство оказывает существенное влияние на объем продукции геологоразведочных работ — прирост запасов нефти и газа. Кроме того, запасы этих полезных ископаемых существенно зависят от размеров и физических свойств изучаемых пластов. Эти факторы не зависят от геологов, но должны ими учитываться при проведении работ. В связи с этим весьма велика роль научного прогноза при геологоразведочных работах, правильность выбранных направлений их размещения. Однако следует подчеркнуть, что на каком бы высоком уровне не находилось научное прогнозирование в этой сфере материального производства, заранее учесть все особенности геологического строения изучаемых территорий принципиально невозможно. Поэтому повышение технико-методического уровня работ (совершенствование аппаратуры, повышение производительности труда и т. п.) неизбежно в той или иной мере затушевывается влиянием природного фактора, так как поиски нефти и газа связаны с риском, т. е. рост технико-методического уровня геологоразведочных работ сопровождается ростом их продукции, но зависимость эта всегда носит стохастический характер. Это обстоятельство в полной мере относится и к геофизической разведке, так как при геофизических работах нельзя однозначно утверждать наличие или отсутствие структуры на изучаемой площади, однозначно судить о ее размерах, глубине залегания и т. д.

Таким образом, третье требование к величине, которая может быть выбрана в качестве единицы сейсморазведочной продукции, заключается в том, что повышение технико-методического уровня сейсморазведочных работ должно сопровождаться ростом объема продукции, хотя эта зависимость будет иметь стохастический характер.

Что касается четвертого требования к единице сейсморазведочной продукции, которая должна оставаться однородной в пределах

крупных регионов, то очевидно, что анализ эффективности работ, проводимый с привлечением в качестве единицы продукции неоднородной величины, может привести к абсурдным выводам.

Вопрос о выборе единицы продукции сейсморазведочных работ обсуждался в литературе многократно, однако единой точки зрения по этому вопросу пока нет. Представляется, что  $1 \text{ км}^2$  площади структуры, подготовленный геофизическими методами к глубокому бурению, в наибольшей мере соответствует тем требованиям, которые обычно предъявляются к единице продукции любого вида производства. Действительно, сумма площадей структур, подготовленных к глубокому бурению геофизической разведкой, может служить показателем результата геофизических работ: чем выше технико-методический их уровень, тем больше объем геофизической продукции, измеряемой предлагаемым показателем. Существенно, что изменение объема исчисляемой таким образом продукции геофизических работ характеризует степень удовлетворения потребностей заказчика (предприятия глубокого бурения) — чем больше сумма площадей структур, тем больше фронт работ глубокого бурения. И, наконец,  $1 \text{ км}^2$  площади структуры по данному геологическому комплексу является достаточно однородным значением в пределах крупных регионов. Приведенные соображения свидетельствуют о том, что выбранное значение —  $1 \text{ км}^2$  площади структуры — может использоваться в качестве единицы измерения продукции геофизических работ.

Помимо выбора единицы измерения продукции должен быть решен вопрос о том, каким образом измерять эту продукцию, как ее суммировать.

Измерение площади структуры на обычной структурной карте часто приводит к весьма искаженным представлениям об истинной площади структуры из-за систематических и случайных погрешностей, о которых уже шла речь выше. Поэтому в качестве измерителя продукции сейсморазведки мы предлагаем использовать математическое ожидание  $MS$  площади структуры, определяемой с помощью комплекса ОДПК.

Рассмотрим влияние различных факторов сейсморазведочных работ на объем продукции сейсморазведки, измеряемых величиной  $MS$ , прежде всего производительности труда и технико-методического уровня работ.

Чем выше производительность труда, измеряемая, например, километрами профилей на 1 приборо-месяц, тем больше при прочих равных условиях будет объем продукции, определяемый величиной  $MS$ . Это очевидно, так как при большей производительности изучается большая разведочная площадь и обнаруживается и детализируется большее количество структур.

Более тонкая связь между технико-методическим уровнем и продукцией, измеряемой величиной  $MS$ . Чем выше технико-методический уровень сейсморазведочных работ, тем выше точность результатов и тем меньше систематические и случайные погрешности.



В свою очередь уменьшение погрешностей повышает вероятности правильного обнаружения структур при поисковых и поисково-детальных работах, что увеличивает число обнаруженных структур и соответственно их реальную площадь, выражаемую величиной  $MS$ . Кроме того, уменьшение погрешностей сокращает вероятность ложного обнаружения, ведущего к непроизводительным сейсморазведочным работам на стадии детализации. Экономленные, таким образом, объемы детальных работ расходуются на детализацию реальных структур, увеличивая продукцию сейсморазведки. Тем самым обеспечивается связь объема сейсморазведочной продукции и технико-методического уровня сейсморазведочных работ.

Чтобы убедиться в том, что площади структур, измеряемые величиной  $MS$ , близки к реальным, рассмотрим фактические данные по территории платформенной части Волго-Уральской области в трестах Пермнефтегеофизика, Башнефтегеофизика, Татнефтегеофизика и Куйбышевнефтегеофизика. Нами отобраны 60 структур по горизонтам в каменноугольных отложениях и 49 структур в девонских отложениях. Для всех этих структур измерены их площади непосредственно по данным сейсморазведки традиционным способом по последней замкнутой изогипсе. Для этих же площадей определены математические ожидания площадей структур  $MS$  при помощи комплекса ОДПК, а также определены площади структур по данным глубокого бурения. Отметим, что на каждой из отобранных структур пробурено не менее семи глубоких скважин. Сопоставление результатов измерений и расчетов площадей структур дали следующие результаты. Сумма площадей 60 структур в каменноугольных отложениях по сейсмическим данным составила  $537 \text{ км}^2$ , сумма математических ожиданий  $MS$   $384 \text{ км}^2$ , по данным бурения  $346 \text{ км}^2$ . То же самое по 48 структурам в девонских отложениях составило соответственно  $645$ ,  $385$  и  $299 \text{ км}^2$ .

Как видно, площади структур, определенные по сейсмическим данным, сильно отличаются от реальных, В то же время измерение площадей с помощью величины  $MS$  дает результаты, достаточно близкие к данным глубокого бурения.

Помимо выбора способа измерения сейсморазведочной продукции существует еще и проблема суммирования этой продукции.

Многообразие сейсмогеологических условий, встречаемых в различных геологических районах, не позволяет выработать методику определения объема геофизической продукции, тождественную для всей территории Советского Союза. Единица продукции —  $1 \text{ км}^2$  площади структуры — должна быть единой, способы ее суммирования могут и должны быть неодинаковы для таких регионов, как, например, Западно-Сибирская и Русская платформы.

Объемы геофизической продукции представляется целесообразным определять в зависимости от двух факторов: 1) однородности геотектонических условий в разных геологических комплексах, 2) соответствия структурных планов по различным комплексам.

Определение общего объема сейсморазведочной продукции предлагается производить следующим образом.

1. Для районов с однородным разрезом в случае совпадения структурных планов по всем комплексам объем геофизической продукции должен определяться как сумма площадей структур по одному из горизонтов (для каждой структуры выбирается горизонт, по которому площадь ее является наибольшей).

2. Для районов с однородным разрезом при наличии несоответствий в структурных планах по различным комплексам суммарную геофизическую продукцию предлагается определять как площадь, которая образуется линией, огибающей контуры структуры в плане по всем геологическим комплексам.

3. Для районов с неоднородным разрезом объем геофизической продукции целесообразно определять раздельно для тех комплексов, разведка которых требует применения различных методических приемов.

Как известно, качество продукции влияет на сумму затрат у потребителя этой продукции. Применительно к геологоразведочным работам это означает, что от качества продукции каждого предшествующего этапа или стадии геологоразведочного комплекса зависит сумма затрат на последующем этапе или стадии работ. Поскольку потребителем сейсморазведочной продукции является глубокое поисковое и разведочное бурение, качество сейсморазведочной продукции должно характеризоваться показателем или группой показателей, влияющих на сумму затрат в сфере глубокого бурения, проводимого по сейсмическим данным.

Для выбора показателей, характеризующих качество сейсморазведочной продукции, необходимо рассмотреть взаимодействие геофизических методов разведки и глубокого бурения и выяснить, каким образом геофизическая продукция используется в процессе глубокого поискового и разведочного бурения. Для этого рассмотрим основные задачи, которые решаются в процессе глубокого бурения с использованием геофизических данных.

1. Принятие решения о вводе площади в глубокое бурение.
2. Выбор точек заложения поисковых скважин.
3. Выбор точек заложения разведочных скважин.

Успешное решение каждой из этих задач и сумма затрат на стадиях глубокого поискового и разведочного бурения существенно зависят от качества геофизической продукции. Очевидно, что успешное решение каждой из перечисленных задач определяется достоверностью и точностью структурных построений по сейсмическим данным. Точность и достоверность структурных построений являются факторами, характеризующими качество сейсморазведочной продукции. Так, при принятии решения о вводе площади в глубокое бурение низкая достоверность структурных построений часто приводит к тому, что в бурение вводятся структуры, существование которых в дальнейшем опровергается глубоким бурением. В результате возникают непроизводительные затраты в глубоком

бурении. Возможны и обратные ситуации — пропуск структур из-за низкой точности сейсморазведки.

Успех заложения поисковых глубоких скважин также зависит от точности структурных построений по данным сейсморазведки. Зачастую поисковые скважины не вскрывают залежи нефти или газа, так как задаются в неблагоприятных структурных условиях. По той же причине и оконтуривающие залежь разведочные скважины часто не решают геологическую задачу из-за низкой точности сейсмических результатов.

Исходя из изложенного, нами предлагается следующая система показателей характеристики качества продукции сейсморазведочных работ:  $P_c$  — вероятность существования в пределах изученной площади структуры, размерами больше наперед заданных;  $P_i$  — вероятность попадания скважины в залежь;  $P_k$  — вероятность попадания скважины в водонефтяной (или газонефтяной) контакт.

Способы расчета вероятностей  $P_c$ ,  $P_i$  и  $P_k$  описаны выше, поэтому здесь важно лишь рассмотреть связь между различными значениями вероятностей и качеством сейсморазведочной продукции.

Чем точнее результаты сейсморазведки, тем ближе значения перечисленных вероятностей к нулю или единице. Так, при абсолютно точных построениях (что вообще невозможно) значение вероятности  $P_c$  должно быть равно либо нулю, либо единице, что означало бы однозначный ответ на вопрос о существовании в пределах изученной площади локальный структуры, размерами более наперед заданных. Однако, поскольку мы считаем продукцией сейсморазведки структуру (или измеряем эту продукцию площадью структуры), вероятность  $P_c$ , равная нулю, не характеризует качество продукции ввиду отсутствия последней. Поэтому практически оказывается, что чем выше  $P_c$ , тем выше качество продукции.

Аналогичным образом характеризуется качество сейсморазведочной продукции и по значениям вероятностей  $P_i$  и  $P_k$ . Чем выше значения этих вероятностей, тем выше качество продукции.

Предложенная система показателей оценки качества продукции может практически использоваться как при оценке эффективности сейсморазведки, так и при планировании сейсморазведочных работ.

В процессе анализа эффективности сейсморазведки показатели качества продукции являются одними из важнейших и изучение их динамики во времени покажет объективную картину характера влияния качества сейсморазведочной продукции на процесс разбуривания структур, подготовленных сейсморазведкой. Ведь именно от значений  $P_c$ ,  $P_i$  и  $P_k$  зависит количество скважин, которое необходимо пробурить для поиска и оконтуривания газовых и нефтяных залежей. В совокупности с объемом продукции, измеряемым количеством структур или их площадей, показатели качества образуют то понятие, которое обычно называют геологической эффективностью сейсморазведочных работ. На наш взгляд, геологическая

эффективность сейсморазведки, которая призвана характеризовать степень удовлетворения потребностей глубокого бурения, наилучшим образом может быть представлена именно совокупностью значений объема и качества сейсморазведочной продукции, т. е. математическим ожиданием суммы площадей структур, подготовленных к бурению сейсморазведкой, а также вероятностями  $P_c$ ,  $P_i$ ,  $P_k$ .

Сведения об объеме и качестве сейсморазведочной продукции могут использоваться не только для анализа динамики во времени экономической или геологической эффективности сейсморазведки, но и для сравнения эффективности сейсморазведки в разных районах или по разным геофизическим организациям. При этом необходимо иметь в виду, что продукция сейсморазведки в разных регионах не является тождественной, так как одним и тем же по размерам ловушкам могут соответствовать в разных регионах существенно различные залежи нефти и газа. Поэтому при сравнении эффективности сейсморазведки в разных регионах должны использоваться коэффициенты эквивалентности, позволяющие соизмерять объемы ловушек и запасы нефти и газа.

Таким образом, использование вероятностного подхода к оценке геологической эффективности сейсморазведки существенным образом меняет представления о ней, так как изменяются, приближаясь к реальным, данные об объеме сейсморазведочной продукции и соответственно о фронте работ для глубокого бурения, а также появляется система показателей качества сейсмической продукции, характеризующая будущий процесс разбуривания структур, подготовленных к бурению сейсморазведкой.

Однако этим не исчерпывается то новое, что вносит использование вероятностного подхода в анализ эффективности сейсморазведочных работ. Дело в том, что изменение представления об объемах продукции сейсморазведки неизбежно затрагивает практически все показатели экономической эффективности, перечисленные в начале данного раздела.

Так, изменение объема продукции, естественно, изменяет и величину продолжительности подготовки единицы этой продукции и себестоимость единицы продукции. Изменяются при этом и величины, характеризующие производительность труда, при измерении последней объемом продукции в единицу времени на одного работника или группу работников (отряд, партия). Это не затрагивает, естественно, измерение производительности труда в сейсморазведке с привлечением объема выполненных работ (километры сейсмических профилей).

И, наконец, более точное и обоснованное измерение объемов сейсморазведочной продукции дает возможность составить и более верное представление о производительном использовании основных производственных фондов, вовлеченных в процесс проведения сейсморазведочных работ.

Можно констатировать, что использование вероятностного подхода при оценках эффективности сейсморазведочных работ позво-

ляет получить обоснованное представление об уровне эффективности сейсморазведки в том или ином районе или в той или иной организации и открывает возможности для глубокого анализа геологической и экономической эффективности сейсморазведочных работ на базе основных технико-экономических показателей.

## 7.2. ОЦЕНКА ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ НОВОЙ ТЕХНИКИ И ТЕХНОЛОГИИ СЕЙСМОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ

Как известно, семидесятые годы характеризовались бурным внедрением электронно-вычислительной техники в практику ведения сейсморазведочных работ. Созданы вычислительные центры для обработки сейсмической информации на базе ЭВМ второго и третьего поколений и цифровые сейсмостанции. Все большее распространение получают невзрывные источники возбуждения упругих колебаний земной коры — диносейсы и вибросейсы. Этот процесс технического переоснащения геофизических организаций, проводящих сейсморазведочные работы, продолжается и в настоящее время, сопровождаясь крупными капиталовложениями, причем значительная часть этих капиталовложений связана с закупками современной электронно-вычислительной техники за рубежом.

Параллельно с техническим переоснащением сейсморазведки разрабатываются новые, все более сложные алгоритмо-программные комплексы обработки сейсмических данных на ЭВМ. Эти новые комплексы позволяют повышать точность структурных построений по сейсмическим данным, увеличивают глубинность разведки.

Процессы технического переоснащения в развитии и использовании сейсмического метода разведки требуют систематической оценки экономической эффективности новой техники и технологии сейсморазведочных работ как для выяснения сравнительной эффективности капиталовложений в сейсморазведку и другие отрасли хозяйства, так и для выбора новой техники и технологии внутри геофизической разведки и, прежде всего, сейсморазведки.

Экономический эффект внедрения новой техники и технологии в сейсморазведку, как уже отмечалось, проявляется в повышении точности и достоверности структурных построений по сейсмическим данным и в увеличении глубинности разведки. В соответствии с представлениями о методике оценки эффективности сейсморазведочных работ (см. раздел 7.1) это означает, что внедрение новой техники и технологии способствует увеличению объема сейсморазведочной продукции и повышению ее качества. Действительно, чем выше точность сейсморазведки, тем большее количество структур будет обнаружено и соответственно тем больший объем сейсморазведочной продукции производит геофизическая организация. Казалось бы, поддающееся расчетам увеличение объема продукции сейсморазведки открывает путь к определению экономической эф-

фективности новой техники и технологии для геофизических организаций. Однако это не так. Дело в том, что финансирование сейсмических работ осуществляется, как правило, не по объему продукции этих работ, а по объему выполненных работ, измеряемых километрами сейсмических профилей. В данной ситуации внедрение электронно-вычислительной техники приводит внешне лишь к заметному удорожанию сейсморазведки и исключает возможность определения экономического эффекта в сфере геофизической разведки. Вопрос о том, как должно осуществляться планирование сейсморазведочных работ — по объемам продукции или по объему выполненных работ, является дискуссионным. В обоих подходах имеются свои положительные и отрицательные стороны, обсуждение которых выходит за рамки настоящей работы. Отметим лишь, что, с нашей точки зрения, целенаправленные работы на нефть и газ, свойственные организациям Миннефтепрома, должны финансироваться в соответствии с объемом продукции. В то же время сейсморазведочные работы Мингео, выполняемые в значительной мере в новых районах с большим процентом региональных и поисковых работ, могут финансироваться на основании объемов в километрах профилей.

Увеличение продукции сейсморазведочных работ и тем более качества этой продукции при внедрении основных новшеств при существующей практике финансирования геофизических организаций не дает возможности обычными способами рассчитать экономический эффект от этого внедрения. Поэтому предлагаемая ниже методика оценки экономической эффективности новой техники и технологии сейсморазведочных работ базируется на определении суммарного экономического эффекта — в сейсморазведке и глубоком бурении.

Годовой экономический эффект рассчитывается на то количество структур, которое геофизическая организация должна согласно геологическому заданию или плану подготовить в год к глубокому бурению. Рассчитываются суммы затрат, которые геофизическая организация должна израсходовать, чтобы обнаружить и подготовить к глубокому бурению заданное число структур при «старой» и «новой» технике и технологии сейсморазведочных работ.

Кроме того, рассчитываются и затраты на глубокое бурение, которые на заданном количестве структур произведут предприятия глубокого бурения при старой и новой сейсмической технике и технологии.

Путем вычитания из затрат на сейсморазведку и глубокое бурение при старой технике аналогичных затрат при новой технике мы получаем ту сумму снижения затрат, которая будет достигнута благодаря повышению точности и достоверности структурных построений при новой технике.

Необходимо также оценить экономический эффект, вызываемый увеличением глубинности сейсморазведки. Последнее обстоятель-

ство следует учитывать во всех тех случаях, когда увеличение глубинности разведки влечет за собой обнаружение и подготовку к глубокому бурению структур в новых, более глубоко залегающих геологических комплексах, имеющих самостоятельное разведочное значение. Обнаружение структуры в новом геологическом комплексе приравниваем к обнаружению новой структуры на новой площади путем введения соответствующих поправок — коэффициентов эквивалентности.

Оценка эффективности новой техники и технологии сейсморазведочных работ выполняется, как правило, трижды: а) перед разработкой или закупкой новой техники, б) перед ее внедрением, в) после внедрения.

На стадии принятия решения о разработке или закупке новой техники рассчитывается предполагаемый экономический эффект с целью обоснования экономической целесообразности такого производства или закупки. Перед внедрением новой техники также рассчитывается предполагаемый экономический эффект с целью обоснования такого внедрения и определения ориентировочного объема материального стимулирования в случае успешного внедрения. И, наконец, после внедрения новой техники определяется фактически полученный экономический эффект за период внедрения, обычно измеряемый одним годом.

Расчет экономического эффекта для каждой из перечисленных стадий имеет свои особенности, которые мы рассмотрим применительно к сейсморазведочным работам.

Общим элементом расчетов для всех стадий является определение ожидаемых затрат на глубокое бурение. Способ выполнения этого расчета для всех трех стадий одинаков, хотя результаты этих расчетов могут различаться и существенно, так как точность входимой информации, естественно, весьма различна для стадии, например, проектирования сейсморазведочных работ и после их проведения.

Основная задача всех расчетов экономической эффективности новой техники и технологии сейсморазведочных работ — определение затрат на обнаружение и подготовку к бурению одной структуры при старой и новой технике. Здесь следует установить, что именно мы понимаем под понятием «старая техника». Известно, что в разных организациях может использоваться далеко не тождественная техника. Кроме того, и в пределах одной организации при решении сходных задач часто используется разная техника и технология. Для оценок экономической эффективности новой техники ее следует сравнивать не с некоторой средней «старой техникой», а с той техникой и технологией, которая на момент оценки является передовой (при условии, конечно, ее широкого внедрения). По этой причине неверно было бы использовать для решаемой задачи при определении затрат на одну структуру среднюю стоимость ее подготовки, например за последние пять лет.

Сравнение затрат при старой и новой технике предлагается осу-

шествовать единообразно, на основе целевых функций. Расчет стоимости одной структуры для старой техники осуществляется одинаково для всех трех стадий оценок. Расчеты же предполагаемой, ожидаемой стоимости структуры при новой технике строятся на том уровне информации, которая имеется на каждой из этих стадий. Точность прогнозных расчетов на первой стадии зависит главным образом от того, насколько точно разработчики представляют себе будущие возможности создаваемой техники и технологии и насколько точен прогноз будущих погрешностей структурных построений при использовании этой новой техники. На второй стадии оценок появляется возможность испытания первых образцов новой техники и получения более ясных представлений о возможностях этой техники и, в частности, о тех погрешностях, которые ей свойственны. И, наконец, на третьей стадии после внедрения новой техники и технологии мы получаем фактические данные, которые позволяют выполнить наиболее обоснованные расчеты экономического эффекта, хотя окончательная ясность в этом вопросе может быть достигнута только после разбуривания всех структур, подготовленных с использованием новой техники и технологии в сейсморазведочных работах.

Для определения ожидаемых, назовем их прогнозными, затрат на поиск и подготовку к бурению одной структуры нами использованы ранее разработанные целевые функции.

При разделении стадий поиска и детализации имеем

$$MЗ_0 = \frac{з_п}{P_п} + з_д \frac{P_л}{P_п} + з_д, \quad (7.2.1)$$

где  $MЗ_0$  — математическое ожидание затрат на сейсморазведочные работы на поиск и подготовку к бурению одной структуры;  $P_п$  и  $P_л$  — вероятности правильного и ложного обнаружения структур, определяемые с помощью комплекса ОДПК;  $з_п$  и  $з_д$  — средние затраты на одной площади на поисковые и детальные сейсморазведочные работы, определяемые на основе метода выбора оптимальной сети сейсмических профилей.

В выражении (7.2.1) отображены будущие затраты на поисковые и детальные сейсморазведочные работы, что составляет значительную долю всех затрат на сейсморазведку. Неучитываемые при этом непосредственно затраты на региональные работы для решения задач сравнения эффективности капитальных вложений в сейсморазведку с аналогичными вложениями в другие подотрасли должны быть распределены на конечную продукцию (структуры) наряду со всеми вспомогательными службами геофизической организации. Для оценок же внутри геофизической разведки выражение (7.2.1) может использоваться без привлечения дополнительной информации.

Для определения общих затрат на сейсморазведку с целью обнаружения одной залежи, относительно которой ведутся расчеты, необходимо все затраты на сейсморазведку, отнесенные к одной



структуре  $MZ_0$ , разделить на вероятность  $P_n$  попадания в залежь хотя бы одной из  $n$  поисковых скважин

$$MZ_c = \frac{MZ_0}{P_n} = \left[ \frac{z_n}{P_n} + z_d \left( 1 + \frac{P_n}{P_n} \right) \right] \frac{1}{P_n}. \quad (7.2.2)$$

Таким образом, величина  $MZ_c$  представляет собой ожидаемую долю затрат, приходящуюся на сейсморазведку, из всех затрат на обнаружение одной залежи нефти или газа, включая глубокое бурение при разделении стадий поиска и детализации структур.

Для районов, где стадии поиска и детализации выполняются в одном цикле, определим величину  $M'Z_c$ , аналогичную величине  $MZ_c$ :

$$M'Z_c = \frac{z_{нд}}{P_n P_n}, \quad (7.2.3)$$

где  $z_{нд}$  — затраты на поисково-детальные сейсморазведочные работы на одной площади, рассчитываемые с учетом выбора оптимальной сети сейсмических профилей.

Прежде чем перейти к рассмотрению внедрения новой сейсмической техники и технологии в глубокое бурение, уточним влияние этого внедрения непосредственно для геофизических организаций. Мы уже отмечали, что внедрение новой техники и технологии в сейсморазведке в настоящее время связано, с одной стороны, с серьезным удорожанием этих работ из-за внедрения дорогостоящих аппаратуры и оборудования (вычислительные центры на базе ЭВМ, невзрывные источники и др.) [и, с другой стороны, с повышением точности и глубинности сейсморазведки. В выражениях (7.2.1) — (7.2.3) увеличение стоимости работ отобразится в увеличении значений  $z_n$ ,  $z_d$  и  $z_{нд}$ , характеризующих затраты на сейсморазведку. Не касаясь здесь чисто экономических аспектов решаемой задачи, отметим все-таки, что при использовании значений  $z_n$ ,  $z_d$  и  $z_{нд}$  должны учитываться все затраты геофизической организации на сейсморазведку. Кроме того, при расчете сравнительной экономической эффективности внедрения новой сейсмической техники, выполняемом для выбора оптимального варианта из нескольких возможных, должны использоваться так называемые приведенные затраты

$$P = Z_i + E_n K_i,$$

где  $Z_i$  — текущие затраты по  $i$ -у варианту;  $K_i$  — капитальные затраты по тому же варианту;  $E_n$  — нормативный коэффициент эффективности капитальных вложений в нефтяной промышленности.

Оптимальным признается вариант, для которого  $Z_i + E_n K_i = \min$ .

Увеличение затрат на сейсморазведочные работы может быть в отдельных случаях компенсировано и внутри геофизических работ, если оценивать их эффективность, ориентируясь на их продукцию, выражаемую в структурах или их площадях. Это может

быть достигнуто в тех случаях, когда удастся существенно повысить точность сейсморазведки и тем самым заметно увеличить вероятности  $P_n$  и  $P_n$ . По существу вероятность правильного обнаружения структуры  $P_n$  является определяющей для объема сейсморазведочной продукции. Чем выше значение  $P_n$ , тем больше обнаруживается структур и соответственно тем ниже себестоимость сейсморазведочной продукции, выражаемой структурами.

В то же время вероятность  $P_n$  попадания скважины в залежь (а также вероятность  $P_k$  попадания скважины в ВНК), как уже отмечалось, характеризует качество этой продукции. При наличии градации цен на качество сейсморазведочной продукции в зависимости от значений  $P_n$  и  $P_k$  нам не приходилось бы делать оценки эффективности новой техники в сейсморазведке, выходя за рамки геофизических работ и отыскивая эффект в глубоком бурении.

Однако имеется еще одна возможность для расчета эффекта внутри сейсморазведки — повышение глубинности сейсмических исследований. Как уже отмечалось, при обнаружении структуры в более глубоких горизонтах, в комплексе, имеющем самостоятельное разведочное значение, следует засчитывать эту структуру как самостоятельную. Тогда объем продукции на одной площади удваивается и стоимость одной структуры сокращается в два раза.

Увеличение объема продукции сейсморазведки благодаря большему числу выявленных структур в «старых» геологических комплексах, а также открытию структур в «новых» комплексах в ряде случаев компенсирует рост затрат на сейсморазведку и без учета последствий в глубоком бурении.

Однако в большинстве случаев стоимость подготовки к бурению одной структуры, даже с учетом роста вероятностей  $P_n$  и  $P_n$  и обнаружения дополнительных структур на больших глубинах, выросла, и оценить действительную эффективность внедрения таких новшеств можно только с учетом характера использования сейсмических данных в глубоком бурении. Воспользуемся вновь для решения этой задачи целевыми функциями сейсморазведки. Запишем выражение для расчета ожидаемых затрат в глубоком бурении и при поиске и оконтуривании залежей по данным сейсморазведки

$$MЗ_6 = \frac{n}{P_n} (з_p - P_n з_3) + \frac{K}{P_k} (з_p - P_k з_3), \quad (7.2.4)$$

где  $MЗ_6$  — математическое ожидание затрат в глубоком бурении на поиск и оконтуривание одной залежи по данным сейсморазведки. С помощью выражения (7.2.4) можно рассчитать снижение затрат на глубокое бурение, достигаемое благодаря повышению точности сейсморазведки, которое проявляется в увеличении значений вероятностей  $P_n$  и  $P_k$ .

Следовало бы учесть еще и ту часть экономического эффекта, которая образуется при глубоком бурении и повышении глубинности сейсмической разведки. В последнем случае фактически на одной и той же площади производится разведка бурением не одной,

а двух и более залежей, открываемых в более глубоких горизонтах. Конечно, поскольку речь идет о новых комплексах самостоятельного разведочного значения, когда структурные планы по разным комплексам не совпадают, далеко не все скважины могут быть использованы одновременно для поиска или оконтуривания залежей сразу в нескольких геологических скважинах. Тем не менее ряд скважин может оказаться общим, что существенно сократит удельные затраты на бурение одной залежи или на единицу прироста запасов при увеличении глубинности сейсморазведки. Разработка способов учета этой экономии требует построения специальной геолого-математической модели, выходящей за рамки настоящего исследования.

Таким образом, общая схема определения экономической эффективности новой техники и технологии сейсморазведочных работ строится следующим образом. Абсолютная экономическая эффективность, отображающая общий эффект внедрения новой техники и технологии за определенный промежуток времени, рассчитывается по формуле

$$Э_{ск} = \Delta C / K, \quad (7.2.5)$$

где  $\Delta C$  — снижение себестоимости продукции;  $K$  — объем капитальных вложений.

Определяем математическое ожидание  $MC$  снижения себестоимости поисково-разведочных работ, которое будет обеспечено внедрением новой техники и технологии в сейсморазведку

$$MC = M\Delta C_1 + M\Delta C_2. \quad (7.2.6)$$

Здесь  $M\Delta C_1$  — математическое ожидание снижения себестоимости поисково-разведочных работ, вызванное изменением себестоимости сейсморазведки, а также повышением точности структурных построений по сейсмическим данным;  $M\Delta C_2$  — математическое ожидание снижения себестоимости сейсморазведочной продукции в связи с повышением глубинности сейсморазведки.

$$M\Delta C_1 = m (MZ_c - MZ_n), \quad (7.2.7)$$

где  $m$  — число структур, которое должно быть подготовлено к бурению за один год;  $MZ_c$  — математическое ожидание суммы затрат на поиск и оконтуривание одной залежи средних размеров при старой технике и технологии сейсморазведочных работ;  $MZ_n$  — то же, при новой технике (или технологии).

Величины  $MZ_c$  и  $MZ_n$  рассчитываются в двух вариантах: с раздельными и нераздельными стадиями поиска и детализации структур.

Для первого варианта (раздельного)

$$MC = \frac{1}{P_n} \left( \frac{Z_n}{P_n} + z_d \frac{P_n}{P_n} + z_d \right) + \frac{n}{P_n} (z_p - P_n z_3) + \frac{k}{P_k} (z_p - P_l z_3).$$

Для второго варианта (нераздельного)

$$MC = \frac{z_{пл}}{P_{п}} + n z_p \frac{P_{л}}{P_{п}} + \frac{n}{P_n} (z_p - P_n z_3) + \frac{k}{P_k} (z_p - P_l z_3).$$

Составляющая снижения себестоимости продукции поисково-разведочных работ  $MC_2$  формируется благодаря открытию в новых, более глубокозалегающих геологических комплексах новых структур, которые не могли быть открыты при старой технике и технологии сейсморазведки. При этом образуется экономический эффект, который с учетом некоторого коэффициента эквивалентности равен произведению средней себестоимости подготовки одной структуры в старом комплексе на дополнительно открываемое в течение года число структур в более глубоких геологических комплексах

$$M\Delta C_2 = m' r z_3. \quad (7.2.8)$$

Здесь  $m'$  — число структур, которое подготовлено или будет подготовлено сейсморазведкой в новых геологических комплексах;  $z_3$  — средние статистические затраты в сейсморазведке на поиск и оконтуривание одной структуры в старом комплексе;

$$r = z_c / z_n, \quad (7.2.9)$$

где  $z_c$  — средние статистические удельные затраты в глубоком бурении на поиск и оконтуривание залежи нефти и газа в старом геологическом комплексе;  $z_n$  — аналогичные затраты для нового геологического комплекса.

Для иллюстрации рассмотрим следующий пример. Рассчитаем абсолютную экономическую эффективность внедрения цифровой обработки данных способа общей глубинной точки при сейсморазведочных работах. Сопоставим два способа обработки сейсморазведочных данных — аналоговый и цифровой. Предполагается, что обработка полевых материалов на цифровых вычислительных машинах дает возможность повысить точность структурных построений по сейсмическим данным и глубину разведки. Если изучаемый регион характеризуется средней площадью структуры  $7 \text{ км}^2$ , средней амплитудой  $25 \text{ м}$  и средней площадью залежи  $5 \text{ км}^2$ , то при аналоговой обработке материалов (старый метод) значения вероятностей  $P'_n = 0,7$ ;  $P'_л = 0,2$ ;  $P'_n = 0,6$ ;  $P'_к = 0,5$ ;  $P'_l = 0,7$ .

Повышение точности структурных построений при цифровой обработке проявляется в том, что вероятности  $P_n$ ,  $P_n$ ,  $P_k$ ,  $P_l$  повышаются, а вероятность  $P_n$  уменьшается, т. е. при новом методе для выбранных условий имеем:

$$P_n^* = 0,8; P_n^* = 0,15; P_n^* = 0,7; P_k^* = 0,6; P_l^* = 0,8.$$

Как уже отмечалось, все перечисленные вероятности рассчитываются с помощью комплекса ОДПК.

Для расчета экономического эффекта внедрения цифровой обработки используем следующие исходные данные:

$$z'_n = 150 \text{ тыс. руб.};$$

$$z''_n = 170 \text{ тыс. руб.}$$

$$\begin{aligned}
 z'_d &= 100 \text{ тыс. руб.}; & z'_d &= 115 \text{ тыс. руб.} \\
 z_p &= 500 \text{ тыс. руб.}; & z_3 &= 300 \text{ тыс. руб.}; & n &= 1; & k &= 2; \\
 m &= 6
 \end{aligned}$$

Рассчитаем математическое ожидание суммы затрат на геофизическую разведку и глубокое бурение при поиске и оконтуривании одной залежи при аналоговой обработке (старый способ):

$$MЗ_c = MЗ_c^r + MЗ_c^6;$$

$$\begin{aligned}
 MЗ_c^r &= \frac{z'_n}{P'_n P'_n} + \frac{z'_d P'_n}{P'_n P'_n} + \frac{z'_d}{P'_n} = \frac{150}{0,7 \cdot 0,6} + \frac{100 \cdot 0,2}{[0,7 \cdot 0,6]} + \frac{100}{0,6} = \\
 &= 565 \text{ тыс. руб.}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 MЗ_c^6 &= \frac{n}{P'_n} (z_p - P'_n z_3) + \frac{k}{P'_k} (z_p - P'_k z_3) = \frac{1}{0,6} (500 - 0,6 \cdot 300) + \\
 &+ \frac{2}{0,5} (500 - 0,7 \cdot 300) = 1694 \text{ тыс. руб.};
 \end{aligned}$$

$$MЗ_c = 565 \text{ тыс. руб.} + 1694 \text{ тыс. руб.} = 2259 \text{ тыс. руб.}$$

Аналогичным образом рассчитаем математическое ожидание суммы затрат на одну залежь при цифровой обработке (новый способ):

$$MЗ_n = MЗ_n^r + MЗ_n^6;$$

$$MЗ_n^r = \frac{170}{0,8 \cdot 0,7} + \frac{115 \cdot 0,15}{0,8 \cdot 0,7} + \frac{115}{0,7} = 499 \text{ тыс. руб.};$$

$$\begin{aligned}
 MЗ_n^6 &= \frac{n}{P''_n} (z_p - P''_n z_3) + \frac{k}{P''_k} (z_p - P''_k z_3) = \\
 &= \frac{1}{0,7} (500 - 0,7 \cdot 300) + \frac{2}{0,6} (500 - 0,8 \cdot 300) = 1281 \text{ тыс. руб.};
 \end{aligned}$$

$$MЗ_n = 499 \text{ тыс. руб.} + 1281 \text{ тыс. руб.} = 1780 \text{ тыс. руб.}$$

Как видно, благодаря цифровой обработке сейсмических материалов общая сумма затрат на одну структуру должна сократиться на 425 тыс. руб., причем основная часть снижения себестоимости в данном случае в области глубокого бурения.

Отсюда получаем составляющую снижения себестоимости

$$M\Delta C_1 = m (MЗ_c - MЗ_n) = 6 (2259 - 1780) = 2874 \text{ тыс. руб.}$$

Предположим, что глубинность разведки увеличилась на 50 %. Это означает, что в процессе разведки шести структур в старом геологическом комплексе дополнительно открыты еще три структуры в новом геологическом комплексе, т. е.  $m' = 3$ . Примем средние затраты на сейморазведку одной структуры равными 700 тыс. руб., а коэффициент  $r = 0,5$ . Тогда

$$M\Delta C_2 = 3 \cdot 0,5 \cdot 700 = 1050 \text{ тыс. руб.}$$

Общее снижение себестоимости

$$M\Delta C = M\Delta C_1 + M\Delta C_2 = 2874 + 1050 = 3924 \text{ тыс. руб.}$$

## ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ МЕТОДОВ ПРИ ПЛАНИРОВАНИИ СЕЙСМОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ

---

### 8.1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Разработка планов и проектов сейсморазведочных работ включает решение широкого круга задач, многие из которых тождественны задачам планирования в других отраслях промышленности. Мы рассмотрим задачи планирования, свойственные исключительно поисково-разведочным работам на нефть и газ и требующие специфического решения ввиду особенностей поискового процесса.

В предыдущих разделах книги неоднократно подчеркивалось, что процесс поиска и разведки нефтегазоперспективных структур носит вероятностный характер. Так, при проведении сейсморазведочных работ никогда нельзя однозначно утверждать, что структура будет обнаружена. Тем более нельзя предсказать, каковы будут размеры будущей структуры, сколько в точности структур будет обнаружено и какие при этом будут израсходованы средства. И после проведения сейсморазведочных работ факт обнаружения структур не остается бесспорным, о чем говорят многочисленные случаи неподтверждения структур глубоким бурением.

Поскольку обнаружение и подготовка к бурению локальных нефтеперспективных структур являются основными задачами сейсморазведки, планирование сейсморазведочных работ на серьезной научной основе представляет собой объективно сложную задачу. Не случайно в настоящее время основные аспекты планирования сейсморазведки, связанные с определением заданий геофизическим организациям по подготовке структур (так называемые геологические задания), а также распределение ресурсов этих организаций осуществляются не на основе количественных расчетов, а часто эмпирически. Очевидно, что такое планирование не способствует повышению эффективности сейсморазведки и поисково-разведочных работ на нефть и газ в целом. И если до последнего времени такое положение было отчасти оправданным слабой технической вооруженностью геофизических организаций, то в настоящее время при почти повсеместном оснащении геофизической службы мощными вычислительными центрами на базе современных ЭВМ и при все большем развитии математического обеспечения этих ЭВМ создана база для научно обоснованного планирования и проектирования сейсморазведочных работ. Описанный в гл. 2 математический аппарат позволяет достаточно точно рассчитать основные вероятностные характеристики процесса поиска и оконтуривания

структур сейсморазведкой, а построение экономико-математических моделей (см. гл. 6) дает возможность связать эти характеристики с ресурсами геофизических организаций и на этой основе составлять реальные прогнозы будущих результатов сейсморазведочных работ.

Поскольку основные критерии и параметры оценки эффективности любого вида деятельности должны находиться в соответствии с аналогичными критериями и параметрами процесса планирования и проектирования, все рассуждения относительно показателей продукции и ее качества (см. гл. 7) являются действительными и при решении задач планирования сейсморазведки.

В настоящее время уже представляется возможным переход на научно обоснованное планирование поискового процесса, в том числе процесса поиска и подготовки к бурению локальных структур сейсморазведкой. При этом следует отметить, что не все проблемы формализации этого процесса являются решенными в настоящее время. В частности, не решены проблемы формализации поиска ловушек, не являющихся локальными поднятиями. Однако учитывая, что большинство сдаваемых в бурение структур являются локальными поднятиями, целесообразно уже сейчас, продолжая работы по развитию математического обеспечения, переходить к научно обоснованному планированию сейсморазведки.

Рассмотрим следующие задачи планирования сейсморазведочных работ: 1) подготовка информационной базы; 2) планирование геологических заданий геофизическим организациям; 3) выбор оптимальной сети сейсмических профилей.

Необходимость подготовки информационной базы для планирования сейсморазведки как и для любого другого вида производственной деятельности очевидна и в обосновании не нуждается.

Задача планирования геологических заданий является ключевой с точки зрения связи сейсморазведки с глубоким бурением. По существу, планирование геологических заданий — это планирование объемов продукции геофизической организации, хотя финансирование этих организаций выполняется на основе объемов выполненных работ.

Выбор оптимальной сети сейсмических профилей — наиболее ответственное решение в процессе планирования и проектирования сейсморазведочных работ внутри геофизической организации. От правильности этого выбора, являющегося фактически распределением ресурсов организации между объектами разведки, зависит во многом и выполнение геологического задания и успешное проведение в дальнейшем глубокого бурения на подготовленных сейсморазведкой площадях.

## 8.2. ПОДГОТОВКА ИНФОРМАЦИОННОЙ БАЗЫ

Информационная база, необходимая, для обоснованного планирования сейсморазведочных работ, включает следующие основные технико-экономические сведения: а) ресурсы геофизической



организации (людские, материальные, денежные); б) средняя стоимость 1 км сейсмического профиля; в) производительность труда, выраженная в числе погонных километров сейсмопрофилей на 1 отряд/месяц; г) ресурсы предприятия глубокого бурения; д) средние стоимости одной разведочной и одной эксплуатационной скважин.

Сбор перечисленных сведений не представляет принципиальных трудностей, а на особенностях этой работы мы здесь не останавливаемся. Рассмотрим способы подготовки геолого-геофизической информации для задач планирования сейсморазведочных работ.

Запишем основные группы нужной нам геолого-геофизической информации; перспективный структурный фонд; вероятностные характеристики, определяющие процесс поисков и обнаружения этих структур с помощью сейсморазведки и структурного параметрического бурения; вероятностные характеристики, определяющие процесс поисков и оконтуривания газонефтяных залежей на структурах, подготовленных к бурению сейсморазведкой.

Основой планирования сейсморазведочных работ и, в том числе, планирования геологических заданий должны стать сведения о перспективном фонде структур изучаемых регионов. Под перспективным фондом понимаем все локальные структуры (по всем геологическим комплексам самостоятельного разведочного значения), по которым не получены окончательные заключения по данным глубокого бурения. Таким образом, в число структур, составляющих потенциальный фонд, включаются все структуры как выявленные, так и еще не выявленные. Задача состоит в том, чтобы составить прогноз о полном предполагаемом структурном фонде. Важно подчеркнуть, что речь идет о прогнозе, так как точные сведения обо всех структурах изучаемой территории можно получить лишь в отдаленном будущем, после полного завершения (если это возможно) разведки этой территории.

Как мы видим, формирование перспективного фонда структур требует анализа уже имеющегося ряда структур и составления прогноза на будущее. Способы оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным, необходимые для анализа фонда структур, изложены в гл. 3 и 4. Поэтому здесь мы коснемся лишь вопроса прогнозирования еще не выявленных структур. Отметим при этом, что речь идет о прогнозе возможного количества и размеров структур по всем геологическим комплексам. Исходной информацией являются все, поддающиеся на данный период формализации, геолого-геофизические данные: отметки глубин до изучаемого горизонта; автокорреляционные функции, характеризующие характер строения поля для каждого горизонта; дисперсии глубин; функции взаимной корреляции между поверхностями по разным горизонтам; ФВК, характеризующие систематическую погрешность сейсморазведки в данном районе.

В зависимости от степени изученности района мы будем получать представление о перспективном структурном фонде данной

степени достоверности,— чем лучше изучен район, тем точнее информация о фонде структур. Но существенно и другое — точность сведений о структурном фонде зависит и от степени использования уже имеющейся в данном районе информации, и наша задача заключается в том, чтобы максимально использовать совокупность информации, добиваясь при этом получения наиболее точных сведений о районе работ вообще и фонде структур, в частности.

Прежде чем перейти к вопросу формирования перспективного структурного фонда, рассмотрим не менее важный вопрос о предварительной подготовке исходного материала. Подготовка исходного материала начинается с районирования исследуемого региона по следующим признакам.

1. Систематическая погрешность определения глубины до целевого горизонта по данным сейсморазведки и глубокого поискового бурения.

2. Сложность поверхности исследуемого горизонта, характеризующаяся видом функции автокорреляции (ФАК). На данной стадии решается вопрос, с помощью какой ФАК обрабатывать информацию по различным площадям региона.

Рассчитанную по наблюдениям по достаточно редкой сети поисковых профилей назовем «базовой ФАК», а получаемую в результате районирования территорий — «районной ФАК». От характера вводимой ФАК существенно зависит получаемый результат. При различных типах ФАК для достаточно хорошо изученной территории предпочтение следует отдавать «районной ФАК» и для слабо изученных районов «базовой ФАК». При совпадении типов ФАК расчеты следует выполнять с использованием «базовой ФАК», так как это не входит в противоречие с уже имеющимися представлениями о тектонике региона, выраженными «районными ФАК», и в то же время позволяет учесть локальные особенности изучаемой площади.

3. Сложность сейсмического разреза, определяемая видом функции взаимной корреляции (ФВК) между горизонтами в различных геологических комплексах. Следует иметь в виду, что для получения устойчивых ФВК необходимо наличие большого числа хорошо разбуренных площадей — объектов обучения.

4. Степень изученности территорий сейсморазведкой и глубоким поисковым бурением.

При районировании территорий необходимо привлекать дополнительную геолого-геофизическую информацию, содержащуюся в схемах тектонического, сейсмогеологического районирования и т. д.

Рассмотрим процесс формирования перспективного фонда структур по стадиям ведения сейсморазведочных работ.

На стадии региональных работ мы имеем дело со слабоизученными площадями, на которых имеются лишь спорадические сейсмические профили или сейсмические наблюдения, а также отдельные отметки глубин, полученные другими геофизическими мето-

дами. Все эти имеющиеся отметки глубин с их дисперсиями вводятся в ЭВМ для обработки с помощью комплекса ОДПК.

Особую роль в полученных при этом результатах имеет вид ФАК. Малое число наблюдений делает нецелесообразным использование «базовой ФАК», и решающее значение, таким образом, приобретает районирование по типам ФАК. Для слабоизученных площадей значение ФАК заметно меньше. Единственная реальная возможность, которая сохраняется для использования сведений о сопоставлении данных бурения и сейсморазведки, а также о сопоставлении структурных планов по разным горизонтам в малоизученных районах, заключается в привлечении ФВК, полученных в других, хорошо изученных районах, по своему строению близких к данному, малоизученному району.

В результате обработки малоизученных площадей с помощью комплекса ОДПК мы получаем распределения количества и размеров предполагаемых структур. Процесс формирования перспективного структурного фонда (ПСФ) неодинаков для районов, где имеются отдельные стадии поисков и детализации структур и районов, где эти стадии совмещаются (поисково-детальные работы).

Следует рассмотреть оба случая отдельно.

Разделение стадий поиска и детализации означает наличие в изучаемом районе крупных структур, амплитуда которых в несколько раз превышает погрешности структурных карт, которые строятся по сейсмическим данным. В таких условиях факт изображения структуры на карте по сейсмическим данным почти однозначно позволяет утверждать, что структура действительно существует. Отсутствие структуры на такой карте говорит лишь о вероятном отсутствии крупных, но не мелких структур в пределах изучаемой площади. Учитывая эти соображения, оценим возможные исходы в результате проведения поисковых сейсморазведочных работ.

Если на структурной карте, полученной в результате поисковых сейсморазведочных работ, изображена сравнительно крупная структура (амплитуда в несколько раз превосходит погрешность построения карты), будем считать такое событие правильным обнаружением структуры, а данную структуру — вы я в л е н н о й. Отсутствие структуры на карте, построенной в результате поисковых работ, позволяет с высокой достоверностью говорить о правильном необнаружении на площади крупных (но не относительно мелких) структур. Обработка данных по таким площадям с помощью комплекса ОДПК дает нам распределения количества и размеров пропущенных в процессе поиска относительно мелких структур. Эти структуры естественно отнести к разряду п р е д п о л а г а е м ы х, как и полученных после обработки результатов региональных работ. Таким образом, в результате поисковых работ мы получаем новые сведения о выявленных и дополнительные сведения о предполагаемых структурах. Здесь следует отметить определенную условность введения понятия «выявленные структуры», так как

строгой границы между ними и предполагаемыми структурами, конечно, нет. Сохранение терминологии целесообразно, учитывая сложившиеся в геофизических организациях традиции в ранжире структурного фонда.

В результате проведения детальных сейсморазведочных работ выявленные структуры переводятся в разряд детализированных, подготовленных к глубокому поисковому бурению. И здесь, сохраняя терминологию, будем такие структуры называть «подготовленными к бурению». Подчеркнем, что сведения о «выявленных» и «подготовленных» структурах заносятся в информацию о ПСФ не со структурных карт, а в результате обработки данных по площади с помощью комплекса ОДПК.

Рассмотрим формирование ПСФ для поисково-детальных сейсморазведочных работ. Поскольку в данном случае речь идет о поиске и детализации в одном цикле сравнительно мелких структур, амплитуда которых соизмерима с погрешностями определения глубин сейсмическим методом, после поисково-детальных работ нельзя утверждать не только о соответствии изображаемых размеров и формы структур действительным, но и однозначно говорить о самом факте существования изображаемых по сейсмическим данным структур (об этом свидетельствуют многие случаи неподтверждения структур глубоким бурением). В связи с этим изображаемые по данным поисково-детальных работ структуры целесообразно называть «условно подготовленными» к глубокому бурению. Площади, на которых по данным поисково-детальных работ на структурных картах нет изображений структур, после обработки с помощью комплекса ОДПК дадут распределения, которые пополнят фонд «предполагаемых» структур, как правило, мелких размеров.

Завершается процесс формирования ПСФ глубоким бурением. В результате глубокого поискового бурения существование структуры может либо подтвердиться, либо не подтвердиться. В обоих случаях мы исключаем структуру из перспективного фонда. В первом случае при обнаружении нефти или газа она переходит в разряд месторождений, при однозначном необнаружении залежи выводится из фонда перспективных структур. Во втором случае при неподтверждении структурных построений структура также, естественно, выбывает из ПСФ.

Однако существует исход поискового бурения, при котором структура не исключается из ПСФ, переходя в разряд «неопределенных», т. е. таких, на которых пробурены 1—2 сухие скважины, и для которых нельзя сделать окончательные заключения ни о наличии залежи, ни о наличии структуры (скважины могли оказаться в неблагоприятных структурных условиях).

В результате работ комплекса ОДПК получают распределения, показывающие, сколько и каких по размерам структур предположительно можно ожидать в пределах изученной площади. Такие распределения при формировании ПСФ должны быть получены

по всей территории разведки, для которой определяется ПСФ, причем для каждого комплекса самостоятельного разведочного значения.

Окончательные результаты такой работы с ПСФ представляются в виде сгруппированных в зависимости от стадии разведки данных: предполагаемые (невыявленные) структуры; выявленные структуры; структуры, подготовленные к глубокому бурению; «неопределенные» структуры.

Еще раз подчеркнем, что сведения о количестве и размерах структур вносятся в ПСФ в результате обработки данных описанным выше способом и что получаемые при этом сведения от фонда структур могут весьма существенно отличаться от традиционных представлений. Здесь следует еще сказать несколько слов о возможности суммирования сведений о размерах и количестве структур, полученных для различных групп (выявленные, подготовленные, предполагаемые). Потребность в суммировании сведений о ПСФ, полученных для предполагаемых, выявленных и подготовленных структур, может возникнуть, например, при попытках рассчитать запасы по категориям  $D + C_2$ . Для грубых оценок такое суммирование допустимо. Однако при этом следует иметь в виду, что при разной точности определения дисперсий отметок глубин между группами простое суммирование не является вполне корректной процедурой.

После формирования перспективного структурного фонда для каждой из групп структур производятся расчеты вероятностных характеристик процесса их будущей разведки. Тем самым осуществляется прогнозное моделирование будущего разведочного процесса. А именно, для еще невыявленных структур, существование которых лишь предполагается на основании обработки всей имеющейся информации описанными выше способами, необходимо определить вероятности  $P_n$  правильного их обнаружения и  $P_l$  — ложного обнаружения. Вероятности  $P_n$  рассчитываются с помощью комплекса ОДПК для всех групп структур, представляющих разведочный интерес. Вероятности  $P_l$  определяются путем моделирования полей, не содержащих локальные структуры. Очевидно, что значения вероятностей  $P_n$  и  $P_l$  существенно зависят не только от характера структурного поля, но и от плотности сейсмических наблюдений и их расположения относительно структуры в пространстве. Поэтому информационная база должна содержать набор вероятностей  $P_n$  и  $P_l$  для каждой группы структур при разных (также градуированных) вариантах плотности сейсмических наблюдений.

Вторая группа вероятностных характеристик, входящих в информационную базу, определяет процесс поисков и обнаружения залежей нефти и газа. С помощью комплекса ОДПК рассчитываются вероятности попадания глубоких скважин в газонефтяную залежь и в водонефтяной контакт на всех площадях, подготовленных сейсморазведкой к глубокому бурению.

### 8.3. ПЛАНИРОВАНИЕ ГЕОЛОГИЧЕСКИХ ЗАДАНИЙ ГЕОФИЗИЧЕСКИМ ОРГАНИЗАЦИЯМ

Основой планирования сейсморазведочных работ являются геологические задания, которые назначаются геофизическим организациям на какой-либо промежуток времени (обычно на квартал) и выполнение которых является одним из важнейших факторов оценки деятельности этих организаций и условий их материального стимулирования.

Геологические задания крупным производственным геологическим организациям (трест, экспедиция) устанавливаются в виде количества структур (Миннефтепром), которые эти организации должны подготовить к передаче под глубокое бурение, или квадратных километров площадей таких структур (Мингео). И в процессе перспективного планирования данный показатель — количество структур является одним из важнейших, ибо он определяет фронт работ для предприятий глубокого бурения на нефть и газ на перспективу.

Геологические задания геофизическим предприятиям определяют стратегию геофизических работ, отображая их назначение и конечную цель. Очевидно, что от обоснованности планирования геологических заданий зависит в конечном счете эффективность геофизических работ и глубокого разведочного бурения.

Существующая практика планирования геофизических работ не имеет сколько-нибудь серьезного научного обоснования. Геологическое задание назначается в основном путем увеличения плана на несколько процентов по сравнению с предшествующим аналогичным периодом.

На менее отрицательным фактором является и существующая практика оценки выполнения геологических заданий. Практически любое поднятие, изображенное на структурной карте по сейсмическим данным, засчитывается как подготовленная к бурению структура. В то же время известно, что многие структуры, сданные под глубокое бурение, не подтверждаются, причем во многих районах неподтверждающихся бурением структур достигает 30—40 % и более.

Ясно, что существующие способы планирования и оценки результатов сейсморазведочных работ не только не способствуют их эффективности, но зачастую и дезориентируют предприятия глубокого бурения, рекомендуя для бурения малоперспективные объекты. Следует отметить, что практика планирования и оценки эффективности сейсморазведочных работ объективно соответствовали той технической базе и математическому обеспечению, которые имели в своем распоряжении геофизические организации на период до 1975—1979 гг. Однако сейчас при повсеместном оснащении геофизических организаций ЭВМ третьего поколения, при наличии все более расширяющегося математического обеспечения этих ЭВМ действующие порядки планирования и оценки результатов сейсморазведки явно устарели и являются несомненным тормо-

зом на пути увеличения количества сдаваемых в бурение структур и повышения точности и достоверности структурных построений по сейсмическим данным.

Одним из важнейших назначений комплекса ОДПК и является его практическое использование для научно обоснованного планирования сейсморазведочных работ. Рассмотрим подробнее, каким представляется нам будущее планирование сейсморазведочных работ и какова при этом должна быть роль предназначенного для этой цели комплекса ОДПК.

Прежде чем перейти к рассмотрению основных схем расчетов геологических заданий, необходимо решить вопрос о том, какие величины должны использоваться в качестве измерителей геологического задания и каким величинам в глубоком бурении они должны ставиться в соответствие.

Для глубокого бурения могут рассматриваться две возможности: прирост запасов категории  $C_1$  и прирост запасов категории  $C_1 + B$ . В то же время и для сейсморазведки в соответствии с сегодняшней практикой, имеется также два варианта: прирост количества структур (прирост квадратных километров площадей структур) и прирост запасов категории  $C_2$ .

Мы считаем, что имеются основания для любой комбинации такого планирования и что суть вопроса заключается в способах расчетов этих важнейших параметров и в определении оптимальных соотношений между ними. Поэтому рассмотрим основные возможные комбинации. Ясно, что при ориентации на прирост запасов категорий  $C_1 + B$  следует учитывать влияние точности структурных построений по сейсмическим данным на процесс как поиска и обнаружения нефтяных и газовых залежей ( $C_1$ ), так и их оконтуривания ( $B$ ). В то же время, если ориентироваться лишь на прирост по категории  $C_1$ , то достаточно ограничиться лишь процессом поиска залежей.

По-видимому, в районах, где преобладают мелкие структуры (древние платформы, где крупные структуры уже обнаружены), достаточно определить оптимальное соотношение между планами в структурах (примерно одного, среднего) и запасами по  $C_1$  (Миннефтепром — в большинстве районов, но не везде). В то же время в относительно новых районах (Тюмень) следует учитывать и площади структур и прирост по категории  $C_1 + B$ . Чтобы не нарушилось единообразие в планировании сейсморазведочных работ в целом по Советскому Союзу, можно путем статистического анализа определить средние соотношения по каждому региону между количеством подготавливаемых структур (их суммарными площадями) и запасами  $C_2$  и соотношения между запасами  $C_1$  и  $C_1 + B$ . Тогда нетрудно перейти от одного вида планирования к другому с целью сопоставления эффективности поисково-разведочных работ в разных регионах и составления общих планов этих работ вне зависимости от принадлежности земель тому или иному министерству и способов определения геологических заданий.

Геологическое задание может назначаться по трем основным схемам, каждая из которых применяется в зависимости от общей ситуации в том или ином регионе:

1) определение геологического задания на определенный период времени для заданных ресурсов геофизической организации;

2) расчет геологического задания на основе плана прироста запасов нефти и газа с последующим расчетом необходимых ресурсов;

3) определение геологического задания смешанным способом на основе двух перечисленных выше.

Определение геологического задания на основе заданных ресурсов геофизической организации может осуществляться, например, при составлении проекта такого задания геофизическим трестом. Для районов с отдельными этапами поиска и детализации схема определения геологического задания на основе заданных ресурсов может иметь следующий вид.

1. Определяют общее количество километров сейсмических профилей  $B$ , которые данная организация может обрабатывать в планируемый период в данном регионе. По существу количество километров является синтетическим параметром, наиболее полно характеризующим ресурсы геофизической организации.

2. По согласованию с заказчиком — заинтересованной геологической организацией — определяют конкретные районы работ и производят распределение количества километров  $B$  между поисковыми  $B_{\text{п}}$  и детальными работами  $B_{\text{д}}$

$$B = B_{\text{п}} + B_{\text{д}}.$$

Отметим, что последняя задача представляет значительный интерес и имеет большое практическое значение, но ее решение выходит за рамки настоящей работы.

3. Используя сведения о перспективном фонде структур и методике выбора оптимальных сетей сейсмических профилей, определяют плотности сетей сейсмических профилей при поисковых и детальными работами для структур средних по районам работ размеров и количества километров на одной площади при поисковых  $l_{\text{п}}$  и детальными работами  $l_{\text{д}}$ .

4. Вычисляют количество километров на обнаружение одной структуры

$$ML_{\text{п}} = l_{\text{п}}/P_{\text{п}}.$$

5. Получают ожидаемое количество структур  $b$ , которое будет выявлено в процессе поисковых работ при затрачиваемом объеме  $B_{\text{п}}$  на эти работы

$$Mb = B_{\text{п}}/ML_{\text{п}}.$$

6. Рассчитывают количество структур, которое будет детализировано при объеме работ  $B_{\text{д}}$  на детализацию

$$c = B_{\text{д}}/l_{\text{д}}.$$



Получаем таким путем значения ожидаемого количества выявленных структур  $b$  и число  $c$  структур, которые будут детализированы и могут быть использованы при составлении проекта геологического задания геофизической организацией при фиксированных ее ресурсах.

Если стадии поиска и детализации объединены, то описанная выше схема трансформируется следующим образом.

1. Определяют оптимальную сеть сейсмических профилей при поисково-детальных работах и количество километров на одной площади  $I_{\text{пд}}$ .

2. Рассчитывают ожидаемое количество километров на обнаружение одной структуры при поисково-детальных работах

$$ML_{\text{пд}} = I_{\text{пд}}/P_{\text{п}}$$

3. Получают ожидаемое количество структур, которые будут выявлены и подготовлены к глубокому бурению

$$Md = B_{\text{пд}}/ML_{\text{пд}}$$

Число структур  $d$ , которое предполагается сдать в бурение, может быть включено в проект геологического задания геофизической организации при ведении ею поисково-детальных работ.

Нетрудно выполнить аналогичные расчеты и для организаций, где наряду с поисково-детальными работами выполняются и работы с отдельными стадиями поиска и детализации.

Второй вариант назначения геологического задания геофизической организации ориентирован полностью на потребности предприятия глубокого бурения. На основе государственного плана прироста запасов по категории  $C_1 + B$  на планируемый период (например, пять лет) ставим перед геофизической организацией задачу подготовки к глубокому бурению такого числа локальных нефтеперспективных структур или квадратных километров их площадей, которое обеспечит фронт работ глубокого бурения для выполнения данного государственного плана.

На основе анализа статистических данных выясняем, какое количество структур (или их квадратных километров) соответствует обозначенному приросту запасов и именно это количество структур явится основой геологического задания геофизикам. Задача заключается тогда в том, чтобы определить необходимые геофизической организации ресурсы, т. е. решается по существу обратная задача относительно описанной выше. Необходимо определить количество километров сейсмических профилей, которое должно обеспечить выполнение геологического задания. При разделении стадий поиска и детализации задается число  $c$  структур, которые должны быть сданы в бурение. Необходимо определить количество километров сейсмических профилей.

И в данном случае определяется соотношение между объемами работ на поиск и детализацию  $B_{\text{п}}$  и  $B_{\text{д}}$  и рассчитываются оптимальные сети сейсмических профилей. Зная то и другое, получаем

$$B_d = cl_d,$$

а отсюда

$$B = B_{\text{п}} + B_d.$$

Для поисково-детальных работ задаемся числом необходимых структур  $d$ . Тогда искомый объем работ

$$B_{\text{пд}} = dML_{\text{пд}}.$$

Практически определение геологического задания должно заключаться в том, чтобы рассчитать реальные геологические задания с учетом потребности отраслей, ресурсов геофизических организаций и геотектоники изучаемых районов с использованием итеративного метода.

Расчеты начинаются с определения того количества структур  $c_1$  (площади структур), которые данная геофизическая организация может подготовить к глубокому бурению за планируемый период при имеющихся в распоряжении этой организации ресурсах. Затем полученное число структур сопоставляется с числом структур, которое соответствует потребностям предприятий глубокого бурения на тот же период времени  $c_2$ . Если  $c_1 > c_2$ , то возможны два варианта — создание некоторого избыточного фонда структур (если разница между  $c_1$  и  $c_2$  мала) либо частичное перенесение полевых сейсморазведочных работ на районы работ предприятия бурения, испытывающего «структурный голод».

Более вероятны ситуации, когда  $c_1 < c_2$ . В этом случае также возможны два варианта. При большом превышении  $c_2$  над  $c_1$  устранение разрыва между ними может быть достигнуто путем определенного увеличения ресурсов геофизических организаций. При значительном разрыве между  $c_1$  и  $c_2$  и невозможности существенного увеличения геофизических ресурсов должен ставиться вопрос о пересмотре плана прироста запасов по данному региону и определении геофизическим организациям геологических заданий в соответствии с геолого-геофизическими условиями проведения сейсморазведочных работ и ресурсами геофизических трестов.

#### 8.4. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОПТИМАЛЬНОЙ СЕТИ СЕЙСМИЧЕСКИХ ПРОФИЛЕЙ

Прежде чем перейти к описанию предлагаемой методики, рассмотрим существующую практику проектирования и отработки фактических вариантов сетей профилей при детальных сейсморазведочных работах.

При определении сети профилей в процессе составления проекта сейсморазведочных работ учитываются общие количества километров, которые партия или отряд могут обработать при выбранной методике за полевой сезон, орографические особенности ме-

стности, наличие разрешений на потравы, априорные представления о геотектоническом строении изучаемой площади, условия прослеживаемости отражений.

Количество километров, которое может обработать в течение сезона сейсморазведочная партия, оказывает весьма существенное влияние на густоту сети обрабатываемых профилей. Так, если это количество километров невелико, проектируемая сеть является сравнительно редкой, при значительном количестве километров — густой. Подобный подход, облегчающий часто организацию полевых работ благодаря меньшему количеству перебазировок, является неэффективным с точки зрения интересов поисково-разведочных работ в целом. Конечно, перебазировки отрядов в течение полевого сезона на новые площади требуют дополнительных организационных усилий. Но для повышения эффективности геофизической разведки такая возможность должна учитываться и при проектировании сейсморазведочных работ и в процессе их проведения.

Иначе обстоит дело с такими ограничениями, накладываемыми на сеть сейсмических профилей, как орогидрография и потравы сельскохозяйственных угодий. Эти факторы объективно существуют и должны учитываться при составлении проектов. Мало того, именно наличие этих ограничений делает особенно актуальной задачу определения оптимальности сети профилей. В таких ситуациях (весьма распространенных в сельскохозяйственных районах) следует так проектировать и обрабатывать сеть профилей, чтобы свести к минимуму те неизбежные потери точности сейсморазведки, которые возникают из-за данных причин.

Определение оптимальной сети сейсмических профилей — основная задача планирования сейсморазведочных работ, которая должна решаться на всех этапах проведения сейсморазведки, включая поиск структур и их подготовку к глубокому бурению. При этом необходимо рассмотреть решение этой задачи применительно как к единичной площади, так и к совокупности площадей. В обоих случаях для решения задачи будут вновь использованы описанные выше целевые функции сейсморазведочных работ в той или иной их модификации.

Основной вопрос, который возникает при выборе плотности сейсмических профилей, заключается в определении критерия, на основании которого проводится такой выбор. В целевых функциях сейсморазведочных работ такой критерий обозначен — минимум приведенных затрат на решение геологической задачи (обнаружение структуры, подготовка ее к глубокому бурению, обнаружение залежи и т. п.). И действительно, этот критерий представляется приемлемым при определении оптимальной сети сейсмических профилей на единичной площади. Вместе с тем при решении данной задачи для совокупности площадей при ограниченном числе километров профилей данный критерий оказывается недостаточно гибким. Кроме того, наряду с обобщенным критерием — минимумом

затрат на решение геологической задачи — в ряде случаев могут использоваться упрощенные критерии эффективности, назовем их «технологическими», например максимум вероятности обнаружения и минимум вероятности пропуска структуры.

Таким образом, общая задача выбора оптимальной сети сейсмических профилей включает ряд частных задач: выбор оптимальной сети сейсмических профилей при поисковых работах для единичной площади; то же, для ряда площадей; выбор оптимальной сети сейсмических профилей при детальных работах для единичной площади; то же, для ряда площадей; выбор оптимальной сети сейсмических профилей при поисково-детальных работах для единичной площади; то же, для ряда площадей.

Рассмотрим способы решения перечисленных задач.

### Поисковые сейсморазведочные работы

*Единичная площадь.* Целевая функция для поисковых работ (6.2.1) при использовании обобщенного критерия будет иметь вид

$$MЗ_{п} = \frac{з_{п}}{P_{п}} + з_{д} \frac{P_{л}}{P_{п}} = \min. \quad (8.4.1)$$

Следовательно, оптимальной будет признана сеть поисковых сейсмических профилей, при которой математическое ожидание затрат на обнаружение одной структуры с учетом непроизводительных работ при ложном обнаружении будет минимальным. Действительно, чем плотнее сеть поисковых профилей, тем больше при растущих затратах на одной площади  $з_{п}$  сокращается число необходимых опытов  $1/P_{п}$  благодаря росту вероятности правильного обнаружения структуры  $P_{п}$ . Учитываются и непроизводительные затраты, связанные с «ложной тревогой». Чем больше точность поисковых работ, тем меньше эти затраты благодаря уменьшению вероятности ложного обнаружения  $P_{л}$ . Здесь может использоваться и технологический критерий, например минимум вероятности пропуска структуры «минимальных промышленных размеров»  $P_{пр}$ . Размеры такой структуры для каждого района различны и устанавливаются путем экспертных оценок. Обеспечение минимума вероятности пропуска промышленной структуры при отсутствии систематической погрешности означало бы достижение значения  $P_{пр}$ , близкого к нулю. В реальной же ситуации речь идет о сведении значения  $P_{пр}$  к величине, не зависящей от густоты сети сейсмических профилей.

*Совокупность площадей.* Ситуация меняется, когда речь идет о поисковых работах, выполняемых на ряде площадей или крупной территории.

Записанные выше критерии, принимаемые для единичной площади, могут быть использованы и при планировании работ на крупной территории при условии, что количество километров, которым располагает данное геофизическое предприятие, позволяет покрыть

заданную территорию сетью, обеспечивающей удовлетворение выбранного критерия для каждой площади. Однако действительная ситуация, как правило, иная, о чем свидетельствует повышенный для «старых» районов «структурный голод». Количество километров — главное ограничение при решении задачи планирования поисковых работ. При этом альтернатива заключается в следующем: сосредоточение заданного количества километров на нескольких немногих участках дает возможность добиться максимальной вероятности обнаружения и минимальной вероятности пропуска структур в пределах этих участков. Количество выявленных структур при таком подходе будет не более числа таких участков в предположении, что на каждом участке может быть встречено не более одной структуры. Следует и здесь иметь в виду, что вероятность обнаружения не достигнет единицы, а вероятность пропуска — нуля, так как помимо случайных существуют и систематические погрешности, которые не устраняются сгущением сети профилей. В то же время рассредоточение заданного количества километров на большем количестве участков поиска понизит вероятность обнаружения и повысит вероятность пропуска структур, но может и увеличить верхнюю границу числа возможных выявленных структур.

Когда речь идет о выборе оптимальной сети профилей для ряда площадей при ограниченном количестве километров, то правильнее говорить о задаче распределения ресурсов (километров) между разными объектами разведки. И здесь задача должна решаться для двух ситуаций: при фиксированном и нефиксированном количестве объектов разведки. Рассмотрим оба случая.

При фиксированном количестве объектов разведки задача вы рождается, так как плотность профилей, измеряемая количеством километров профилей на  $1 \text{ км}^2$  площади, определяется в данном случае однозначно. Затруднение может возникнуть лишь в ситуации, когда объекты разведки существенно неодинаковы. Но и в этом случае легко распределить заданное количество километров сейсмических профилей, сделав это пропорционально плотностям профилей, рассчитанным для каждого объекта как для единичной площади.

Если же количество объектов для поисковых сейморазведочных работ является, наряду с плотностью профилей, искомым параметром при заданном количестве километров, то критерием оптимальности при выборе плотности профилей естественно считать ожидаемое количество структур, которые будут выявлены в процессе поисковых сейморазведочных работ (как разновидность задачи, может использоваться суммарная площадь или объем выявленных структур).

Запишем выражение

$$M\xi = dP_n, \quad (8.4.2)$$

где  $M\xi$  — математическое ожидание числа структур, которые бу-

дуг выявлены в результате проведения поисковых работ на  $d$  площадях.

Критерием оптимальности при выборе оптимальной плотности поисковых профилей тогда будет  $M\xi = \max$  или  $dP_n = \max$ .

Данное выражение приемлемо для решения поставленной задачи только при условии относительного сходства объектов разведки. В противном случае необходимо сделать его преобразование с учетом возможных различий в объектах поиска

$$M\xi = \sum_{i=1}^n d_i P_{ni}, \quad (8.4.3)$$

где  $d_i$  — число объектов со схожими условиями разведки;  $P_{ni}$  — вероятность правильного обнаружения структуры для  $i$ -й группы объектов;  $n$  — число групп объектов со схожими условиями разведки.

Рассмотрение выражения (8.4.3) показывает, что при рассредоточении заданного количества километров на поисковые работы на большое число объектов растет их число  $d$ , но падает точность сейсморазведочных работ и соответственно сокращается вероятность правильного обнаружения структур  $P_n$ . Нахождение максимума функции  $M\xi$  будет означать оптимальное распределение объема поисковых работ между объектами разведки.

#### Детальные сейсморазведочные работы

*Единичная площадь.* В качестве критерия оптимальности при выборе плотности профилей детальных сейсморазведочных работ предлагается минимум затрат на сейсморазведку и глубокое бурение с целью обнаружения и оконтуривания одной залежи нефти или газа

$$MЗ_3 = \frac{1}{P_n} \left( \frac{з_n}{P_n} + з_d \frac{P_l}{P_n} + з_d \right) + \frac{n}{P_n} (з_p - P_n з_3) + \frac{k}{P_k} (з_n - P_l з_3), \quad (8.4.4)$$

Чем выше плотность детальной сети сейсмических профилей, тем больше затрат  $з_d$  на детальную сейсморазведку на одной площади, но и тем выше вероятности попадания глубоких скважин в залежь  $P_n$  и водонефтяной контакт  $P_k$ .

Следует отметить, что в ряде случаев, особенно при небольших размерах структур, влияние последнего члена в выражении (8.4.4) может быть незначительным. Это означает, что в таких ситуациях использование сейсмических данных заканчивается глубоким поисковым бурением, не затрагивая разведочного (оконтуривающего) бурения. Тогда

$$M(З_3) = \frac{1}{P_n} \left( \frac{з_n}{P_n} + з_d \frac{P_l}{P_n} + з_d \right) + \frac{n}{P_n} (з_n - P_n з_3). \quad (8.4.5)$$

Подобный расчет имеет смысл при составлении долгосрочных планов геофизических работ для крупных геофизических предприя-

тий (тресты, управления). В таких случаях расчет может выполняться для средней структуры или для нескольких групп структур. На основе таких расчетов можно определить оптимальную сеть для одной структуры и оценить общую потребность в километрах на соответствующий период времени.

Практически расчет выполняется следующим образом. В предположении, что сеть равномерна, выбирается ряд возможных вариантов расстояний между профилями, например 500, 750, 1000, 1250 и 1500 м. Каждому такому варианту соответствует определенное количество километров и, следовательно, затраты на сейсмо-разведочные работы  $z_d$ . С помощью комплекса ОДПК получаем для каждого варианта сети профилей для данной структуры значения вероятностей  $P_n$  и  $P_k$ . Затем получаем набор значений функций  $Mz_d$  и находим минимальное ее значение, которое и означает нахождение оптимального варианта сети сейсмических профилей для данной единичной площади.

Приведенный выше способ расчета оптимальной сети профилей применим для некоторой «средней» площади и дает возможность прогнозировать общий объем работ на совокупности нескольких структур. Однако для конкретной изучаемой площади заранее неизвестно, какая именно структура в ее пределах находится. А в таком случае расчет, выполняемый для некоторой средней структуры, будет неточным, так как экономические последствия при недостаточном и избыточном вариантах сетей профилей неравнозначны: недостаточная сеть профилей увеличивает непроизводительные затраты в глубоком бурении (уменьшаются вероятности  $P_n$  и  $P_k$ ), в то время как избыточная сеть повышает расходы в области геофизической разведки — растет значение  $z_d$ . Наличие этой асимметрии целевой функции делает все расчеты на среднюю структуру для конкретной площади неприемлемыми.

Путь к решению задачи для конкретной площади связан с рассмотрением ряда возможных вариантов структурного поля и с расчетом для каждого из них значения функции потерь с помощью выражения

$$M\Pi_d = (z_n + z_d + nz_p)(1 - P_n) + k \frac{1 - P_k}{P_k} (z_p - P_i z_s). \quad (8.4.6)$$

Значение вероятностей, а также стоимости сейсморазведки  $z_d$  и все прочие параметры подставляются в выражение (8.4.6), в результате чего получаем набор значений функций потерь  $M\Pi_d$  при разных вариантах структурного поля и разной плотности наблюдений. Отсюда приходим к функции средних потерь

$$\alpha_d = \sum_{i=1}^N M_i \Pi_d P_i(\theta), \quad (8.4.7)$$

где  $P_i(\theta)$  — вероятность встречи структуры при определенном диапазоне заданных параметров.

Минимум этой функции и указывает на достижение оптимального варианта сети профилей.

*Совокупность площадей.* Выберем сеть профилей не для единичной площади, а для всех площадей, которые должны быть покрыты детальной сейсморазведкой за определенное время. При этом предполагается, что общее количество километров, которое может быть отработано на этих площадях, ограничено некоторым заранее известным числом. Такая ситуация является обычной для любой геофизической организации. Предполагается также, что в течение полевого сезона сейсмический отряд может работать не на одной, а на двух площадях. Тогда расчет оптимальной сети профилей и, следовательно, составление проектов сейсморазведочных партий должны осуществляться не изолированно для каждой партии, а в рамках общего плана организации на полевой сезон или на более длительный промежуток времени. Такая схема составления проектов пока не осуществлялась на практике, но именно она и представляется наиболее перспективной, так как ее реализация, как уже отмечалось, дает возможность полнее использовать ресурсы геофизической организации.

Решение задачи при данной ее постановке заключается в нахождении таких вариантов сети профилей, при которых сумма значений функции потерь по всем площадям достигает минимума

$$\left( \min \sum_{\lambda=1}^{\Lambda} \alpha_{\lambda}^{(\lambda)}, \text{ где } \Lambda \text{ — количество рассматриваемых площадей} \right).$$

### Поисково-детальные сейсморазведочные работы

*Единичная площадь.* Для единичной площади при расчетах оптимальной сети профилей для средней по размерам структуры используется целевая функция для поисково-детальных сейсморазведочных работ (6.4.1).

Находя минимум этой функции при изменении плотности сейсмических профилей, получаем ее оптимальный вариант. И в данном случае последний член выражения (6.4.1) может не играть решающей роли, тем более, что поисково-детальные работы проводятся обычно на структурах небольших размеров, где стадии поиска и детализации совпадают. Тогда целевая функция имеет вид

$$MЗ_{\text{пд}} = z_{\text{пд}} \left( \frac{1}{P_{\text{п}}} + \frac{1}{P_{\text{н}}} \right) + n z_{\text{р}} \frac{P_{\text{п}}}{P_{\text{п}}} + \frac{n}{P_{\text{н}}} z_{\text{р}} = \min. \quad (8.4.8)$$

При определении оптимальной сети профилей для поисково-детальных сейсморазведочных работ на конкретной площади вновь обратимся к функции потерь, которая записывается следующим образом:

$$M\Pi_{\text{пд}} = z_{\text{пд}} (1 - P_{\text{н}}) + (z_{\text{пд}} + n z_{\text{р}}) (1 - P_{\text{н}}) + \frac{1 - P_{\text{к}}}{P_{\text{к}}} (z_{\text{р}} - P_{\text{г}} z_{\text{г}}). \quad (8.4.9)$$



Или, отбрасывая последний член в выражении (8.4.9),

$$MP_{\text{пд}} = z_{\text{пд}}(1 - P_{\text{п}}) + (z_{\text{пд}} + nz_{\text{р}})(1 - P_{\text{п}}). \quad (8.4.10)$$

Как видно, формула функции потерь для поисково-детальных работ отличается от аналогичного выражения для детальных работ появлением произведения  $z_{\text{пд}}(1 - P_{\text{п}})$ , отражающего потери в области сейсморазведочных работ при необнаружении структуры. Однако очевидно, что выбор оптимальной сети профилей в данном случае, как и для поисковых работ, не может быть сделан без учета вероятности обнаружения структуры при проектировании работ на единичной площади и без расчета математического ожидания суммы выявленных структур при проектировании работ на ряде площадей.

Определение оптимальной сети профилей для поисково-детальных работ на единичной площади предполагает наличие двух условий: 1) обеспечение минимально возможного значения вероятности пропуска промышленной структуры  $P_{\text{пр}}$ ; 2) достижение минимума функции средних потерь  $\alpha_{\text{пд}} = \sum_{i=1}^N M_i P_{\text{пд}} P_i(\theta)$ . Как и при поисковых работах значение вероятности  $P_{\text{пр}}$  не достигает нуля из-за наличия неустранимой сгущением сети систематической погрешности.

Практически сочетание обоих условий заключается в том, что при рассмотрении возможных вариантов определения сети профилей отбрасываются все варианты, не обеспечивающие выполнения первого условия. Затем функция средних потерь  $\alpha_{\text{пд}}$  формируется из оставшихся вариантов, а ее минимум указывает на нахождение оптимальной сети поисково-детальных сейсморазведочных работ на единичной площади.

Оптимальные варианты сети профилей на ряде площадей при фиксированном количестве километров могут быть определены на основе одного из двух следующих критериев: максимума математического ожидания количества выявленных структур и минимума

функции средних потерь для всех площадей  $\sum_{\lambda=1}^{\Lambda} \alpha_{\text{пд}}^{(\lambda)}$ .

Выбор той или иной стратегии диктуется прежде всего потребностями заказчика — предприятий глубокого бурения. Поисково-детальные сейсморазведочные работы проводятся, как правило, на территориях древних платформ в «старых» нефтяных районах, где отмечается «структурный голод», поэтому наиболее разумным критерием представляется первый, так как он обеспечит максимум объектов разведки для глубокого бурения. Второй критерий применим лишь при наличии достаточного фронта работ для предприятий глубокого бурения.

Перечислим основные способы определения оптимальной сети профилей при всех видах сейсморазведочных работ.

Детальные сейсморазведочные работы:

а) единичная площадь — минимум суммы значений функции средних потерь  $\alpha_d = \sum_{i=1}^N M_i P_d P_i(\theta)$ ;

б) ряд площадей — минимум суммы значений функции средних потерь по всем площадям  $\min \sum_{\lambda=1}^{\Lambda} \alpha_d^{(\lambda)}$ .

Поисковые сейсморазведочные работы:

а) единичная площадь — обеспечение минимально возможного значения вероятности пропуска  $P_{пр}$ ;

б) ряд площадей — достижение максимума функции  $M\xi = dP_{пр}$ .

Поисково-детальные сейсморазведочные работы:

а) единичная площадь — нахождение минимума функции потерь  $\alpha_{пд} = \sum_{i=1}^N (P_{пд}) P_i(\theta)$  при условии исключения всех вариантов, не обеспечивающих достижение минимально возможного значения вероятности пропуска «промышленной» структуры  $P_{пр}$ ;

б) ряд площадей — нахождение максимума функции  $M(\xi) = dP_{пр}$  или минимума функции средних потерь для всех площадей  $\sum_{\lambda=1}^{\Lambda} \alpha_{пд}^{(\lambda)}$ .

Таковы общие схемы и алгоритмы способа выбора оптимальной сети сейсмических профилей для поисковых, детальных и поисково-детальных сейсморазведочных работ. Однако есть задачи, на которых необходимо остановиться дополнительно: расчет вероятностных характеристик для различных вариантов сети сейсмических профилей с учетом особенностей поля, глубоких горизонтов и дисперсий измерений первой жесткой границы; расчет оптимальной сети сейсмических профилей МОГТ в комплексе с МПВ (метод первых вступлений) и структурно-параметрическим бурением.

Для решения первой задачи используется способ расчета автокорреляционных функций для трехмерного пространства. Реализация этого способа позволяет получить для каждого варианта сети профилей соответствующее ему поле дисперсий, которое затем и используется при моделировании в процессе работы комплекса ОДПК. Установление соответствия между свойствами автокорреляционной функции изучаемой поверхности и полем дисперсий весьма существенно, так как позволяет выбирать оптимальную сеть профилей не только с учетом размеров средних структур, но и наиболее вероятной их формы, определяемой автокорреляционной функцией.

Для районов древних платформ расчет вероятностных характеристик поиска структур в глубоких горизонтах должен осуществляться с учетом дисперсии измерений первой жесткой границы (ПЖГ).

Если поверхность ПЖГ строится по материалам структурно-параметрического бурения или МПВ, а построения более глубоких

горизонтов — по данным МОГТ от поверхности ПЖГ, то можно считать эти измерения независимыми. Тогда суммарная дисперсия структурных построений по глубоким горизонтам может быть представлена как сумма дисперсий:  $D_{\Sigma} = D_1 + D_2$ . Для расчета суммарного поля дисперсий составлена специальная программа.

Как уже отмечалось, для выбора оптимального комплекса работ МОГТ, МПВ и структурно-параметрического бурения необходимо было построить новые целевые функции для основных модификаций.

I. Комплексование в условиях определенного соответствия структурных планов верхнего маркирующего и нижних продуктивных горизонтов. В этом случае сейсморазведка и структурное бурение выступают как равноправные и взаимодополняющие методы.

II. Комплексование в условиях несовпадения структурных планов указанных горизонтов. В этом случае структурное бурение подчинено задачам сейсморазведки и ориентируется, как правило, на прослеживание первой жесткой границы. В свою очередь вторая модификация включает два варианта.

1. Первая жесткая граница удовлетворительно картируется одним из методов сейсморазведки. Назначение структурно-параметрического бурения в этом случае — создание сети опорных скважин, контролирующей прослеживание опорного горизонта и уточняющих скоростные характеристики среды над ПЖГ.

2. ПЖГ сейсморазведкой не картируется (например, в некоторых районах Пермской области). Назначение структурного бурения в этом случае — построение карты глубин залегания ПЖГ ( $H_1$ ), определение скоростных характеристик над ПЖГ (скорости  $v_1$ ) и на основе этих данных построение карты скоростей  $v_1$ .

Кроме перечисленных модификаций и вариантов комплексования структурного бурения и сейсморазведки в ряде случаев используется комплексование различных методов сейсморазведки, в частности метода общей глубинной точки и метода первых вступлений.

Все перечисленные варианты комплексования методов не требуют разработки специальных дополнительных целевых функций. Вносимые дополнения не имеют принципиального характера, поэтому мы не останавливаемся на них.

### Примеры расчетов<sup>1</sup>

*Определение оптимальной плотности сейсмических профилей.*

Расчет оптимальной сети сейсмических профилей можно показать на примере Восточно-Северской площади (Краснодарский край). Автокорреляционная функция поверхности отражающего горизонта для Восточно-Северской и соседних площадей имеет изотропный характер. По результатам расчетов дисперсия поля (поверхности) равна 900.

<sup>1</sup> Приведенные расчеты выполнены при участии А. М. Бектемирова.

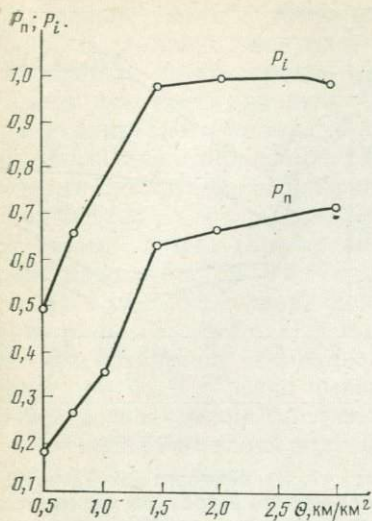
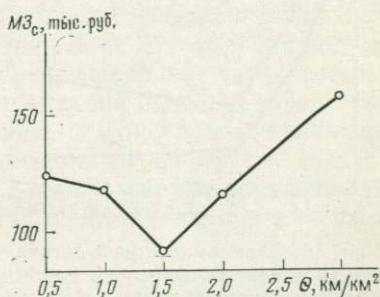


Рис. 44. Зависимость вероятностей правильного обнаружения структуры  $P_n$  и попадания скважины в залежь  $P_i$  от плотности сейсмических профилей  $\theta$

Рис. 45. Зависимость математического ожидания затрат на обнаружение структуры сейсморазведкой  $MЗ_c$  от плотности сейсмических профилей  $\theta$



Дисперсия измерений  $DH$  принята переменной в зависимости от плотности профилей. Стоимость 1 км профилей МОГТ принята равной 1,5 тыс. руб. Расчеты выполнены для двух поисковых скважин ( $n = 2$ ), стоимость одной скважины принята равной 250 тыс. руб. ( $z = 250$  тыс. руб.).

Для каждой плотности профилей (0,5; 0,75; 1; 1,5; 2; 3 км/км<sup>2</sup>) рассчитано соответствующее поле дисперсий. Затем для каждого варианта поля дисперсий и заданного поля глубин в виде структуры площадью  $S = 6$  км<sup>2</sup> и амплитудой  $A = 25$  (структура средних размеров) рассчитаны вероятности правильного и ложного обнаружений структуры и попадания скважин в залежь с помощью комплекса ОДПК.

Результаты расчетов для поисково-детальных работ приведены на рис. 44—47. На рис. 44 приведены кривые зависимостей вероятностей правильного обнаружения структуры  $P_n$  и попадания скважины в залежь  $P_i$  от плотности сейсмических профилей  $\theta$ . Наиболее крутые участки кривых  $P_n = f(\theta)$  и  $P_i = f(\theta)$  соответствуют плотности профилей  $\theta$  от 0,5 до 1,5 км/км<sup>2</sup>. При дальнейшем увеличении плотности эти кривые выполаживаются.

В данном случае выбор оптимальной плотности наблюдений осуществляется на основе критерия: минимум математического ожидания затрат на поиски и обнаружение средней по размеру (для данного района) залежи. При расчетах математического ожидания затрат применялась целевая функция поисково-детальных работ в несколько упрощенном виде (без учета экономического эффекта использования данных сейсморазведки при оконтуривающем разведочном бурении), поскольку при моделировании использовалась структура сравнительно небольших размеров.

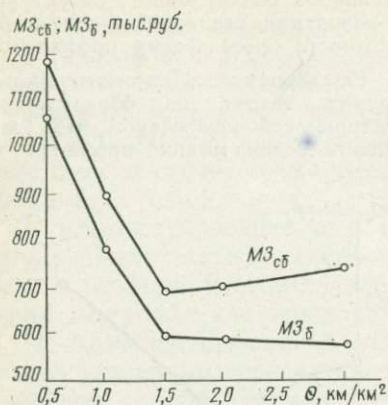


Рис. 46. Зависимости математического ожидания затрат на глубокое поисковое бурение  $MZ_{сб}$  от общих затрат на поиск и обнаружение залежи  $MZ_{сб}$  и плотности сейсмических профилей  $\theta$

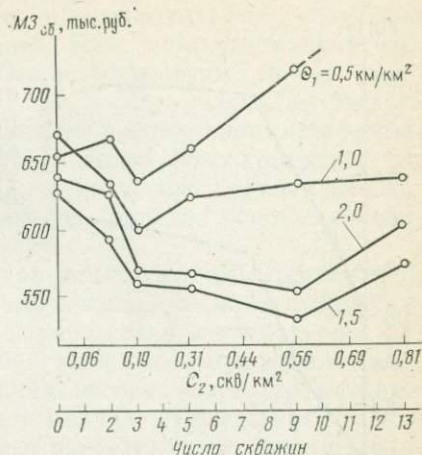


Рис. 47. Зависимости математического ожидания затрат на поиск и обнаружение залежи  $MZ_{сб}$  от плотностей сейсмических профилей  $\theta_1$  и параметрических скважин  $\theta_2$

Расчеты проводились в три этапа. На первом этапе рассчитывалось математическое ожидание затрат на обнаружение структуры с использованием полученных ранее вероятностей правильного обнаружения  $P_{п}$  и вероятностей ложного обнаружения  $P_{л}$ . Результаты расчетов на первом этапе представлены в виде кривой зависимости математического ожидания затрат  $MZ_{с}$  в сейсморазведке от плотности сейсмических профилей  $\theta$ . Значения  $MZ_{с}$  вначале падают при увеличении плотности профилей  $\theta$ , затем начинают резко увеличиваться (см. рис. 45). Минимум кривой соответствует плотности профилей  $1,5 \text{ км/км}^2$ .

Результаты расчетов на втором и третьем этапах представлены в виде кривых зависимостей математического ожидания затрат от плотности профилей (см. рис. 46). Кривая  $MZ_{сб}$  представляет собой зависимость математического ожидания затрат в глубоком поисковом бурении от плотности наблюдений. Математическое ожидание затрат в глубоком поисковом бурении резко возрастает для значений  $\theta$ , меньших  $1,5 \text{ км/км}^2$ . Для плотностей от  $1,5 \text{ км/км}^2$  и выше кривая выполаживается и стремится к асимптоте на уровне  $MZ = 570 \text{ тыс. руб.}$

Кривая  $MZ_{сб} = f(\theta)$  является итогом расчетов — суммой математических ожиданий затрат на поиски структуры и обнаружение залежи.

При увеличении плотности профилей от  $0,5$  до  $1,5 \text{ км/км}^2$  значения  $MZ$  резко уменьшаются почти в два раза (от  $1180$  до  $690 \text{ тыс. руб.}$ ). Затем величина  $MZ$  снова начинает возрастать, но существенно медленнее (на  $45 \text{ тыс. руб.}$  для плотности  $3 \text{ км/км}^2$ ).

На основе указанного выше критерия следует признать оптимальной в данном случае плотность  $1,5 \text{ км/км}^2$ .

Описанная выше процедура выбора оптимальной плотности профилей без учета ориентировки структуры применима для всех видов структурного поля, где автокорреляционная функция имеет изотропный характер. Однако на практике часто встречаются поверхности с отчетливо выраженной анизотропией автокорреляционной функции.

В таких случаях (при невысокой плотности сейсмических профилей) даже простой учет положения осей автокорреляционной функции при выборе направления профилей может дать заметный положительный эффект. При помощи целевой функции можно оценить математическое ожидание затрат на поиски и обнаружение залежи при ФАК с резко выраженной анизотропией для двух вариантов расположения профилей (12 км). В первом варианте профили расположены вдоль большой оси, во втором варианте — вдоль малой оси структуры.

Были рассчитаны соответствующие поля дисперсий и с помощью комплекса ОДПК получены вероятностные параметры соответственно  $P_{n1} = 0,38$ ,  $P_{n2} = 0,60$ ,  $P_{i1} = 0,76$ ,  $P_{i2} = 0,87$ .

При стоимости 1 км сейсмических профилей 1,5 тыс. руб. и двух глубоких поисковых скважин 500 тыс. руб. математическое ожидание затрат на поиски и обнаружение залежи составило 728 тыс. руб. для первого и 692,8 тыс. руб. для второго вариантов. Таким образом, разность затрат на поиски и обнаружение залежи по двум рассматриваемым вариантам расположения сети профилей превышает 35 тыс. руб.

*Определение оптимальной плотности сейсмических наблюдений МОГТ и оптимальной плотности структурно-параметрических скважин при комплексировании двух методов (случай непрослеживания сейсморазведкой первой жесткой границы в Пермской области).* В данном случае структурное бурение подчинено задачам сейсморазведки, а положение первой жесткой границы определяется исключительно по данным структурно-параметрических скважин. Структурные построения, осуществляемые по данным такого комплекса, отягощены погрешностями построения первой жесткой границы по данным бурения и определения глубин отражающих горизонтов по данным сейсморазведки.

В отличие от сейсморазведки или структурного бурения как единственных методов в данном случае каждому варианту наблюдений должны соответствовать два поля дисперсий — верхнее и нижнее с последующим сложением этих полей. В соответствии с требованиями данной задачи программа расчета полей дисперсий для сейсморазведки была преобразована так, чтобы осуществлять повторный цикл счета для второго независимого поля дисперсии с новыми статистическими параметрами: функцией автокорреляции, дисперсией поля, а также новой дисперсией измерений. После этого два независимых поля дисперсий складывались. Дисперсия

измерений для скважин принималась равной нулю  $DH_1 = 0$ , для сейсмических наблюдений  $DH_2$  менялась в зависимости от плотности наблюдений в соответствии с графиком, который уже использовался при расчете оптимальной сети наблюдений для сейсморазведки. В результате расчетов дисперсии верхнего и нижнего полей  $DH_1$  и  $DH_2$  приняты равными 900. Радиус охвата близлежащих точек, заметно влияющий на время счета каждого варианта поля дисперсий, принят равным 2,5 ( $R = 2,5$ ). Стоимость 1 км профилей МОГТ принята равной 1,5 тыс. руб., стоимость одной глубокой поисковой скважины  $z = 150$  тыс. руб., количество поисковых скважин  $n = 2$ .

Все расчеты математического ожидания затрат проведены для четырех значений стоимости одной структурно-поисковой скважины 5, 10, 20, 30 тыс. руб.

После получения суммарного поля дисперсий проводилось моделирование случайных полей по методу Монте-Карло с помощью комплекса ОДПК для суммарного поля дисперсий (массив дисперсий) и заданного эталонного поля глубин в виде поднятия средних размеров ( $S = 3$  км<sup>2</sup>,  $A = 35$  м). Таким образом, каждой точке заданного массива глубин придается своя дисперсия.

Вид автокорреляционных функций, используемых при расчетах, характерен для Мазунинской и ряда других площадей Красновишерского района Пермской области. В этом районе, так же как и в ряде других районов Пермской области (Чернушинский, Усвинский), первая жесткая граница может быть построена только по данным структурно-параметрического бурения. При этом глубины залегания ПЖГ достигают 500 м, определяя высокую стоимость каждой отдельной скважины (до 30 тыс. руб.). В подобных условиях оптимизация комплекса особенно актуальна.

Задавались различные варианты расположения и количества скважин (от 3 до 33) на полигоне. При этом первые же расчеты показали, что количество скважин выше 13 является избыточным. Поэтому опробовались 3, 5, 9 и 13 скважин. Были рассмотрены различные плотности сейсмических профилей — от 0,25 до 4 км/км<sup>2</sup>. Установлено, что крайние значения плотностей являются явно неоправданными, поэтому для дальнейших расчетов были приняты четыре варианта плотности: 0,5; 1,3; 1,5 и 2 км/км<sup>2</sup>.

Расчет математического ожидания затрат на поиски и обнаружение залежи для каждого варианта количества скважин и плотности сейсмических профилей осуществлялся на основе целевой функции комплекса структурного бурения и сейсморазведки для поисково-детальных работ.

На рис. 47 представлены суммарные кривые зависимости математического ожидания затрат на поиски и обнаружение залежи от плотности структурно-параметрических скважин. При стоимости одной такой скважины  $q = 5$  тыс. руб. на основе заданного критерия оптимальности (минимум математического ожидания затрат на поиски и обнаружение залежи средних размеров) опти-

мальным признан комплекс, соответствующий плотности профилей МОГТ  $1,5 \text{ км/км}^2$  и плотности структурно-параметрических скважин  $0,5 \text{ скв/км}^2$ .

Общей закономерностью изменения  $MЗ_{сб}$  как для данного семейства кривых  $MЗ_{сб} = f(\theta_1, \theta_2)$ , так и для описываемых ниже, является уменьшение величины  $MЗ_{сб}$  при сгущении редкой сети профилей и скважин до некоторого значения, после которого  $MЗ_{сб}$  начинает возрастать при дальнейшем сгущении сетей профилей и скважин. С увеличением плотности профилей  $\theta_1$  МОГТ до  $2 \text{ км/км}^2$  минимум функции возрастает до 566 тыс. руб., т. е. на 21 тыс. руб., с уменьшением плотности профилей МОГТ до  $2 \text{ км/км}^2$  значение  $MЗ_{сб}$  возрастает до 635 тыс. руб., т. е. на 100 тыс. руб. (см. рис. 47). Если рассмотреть изменения кривой для плотности профилей МОГТ  $1,5 \text{ км/км}^2$  по оси  $x$ , т. е. в зависимости от увеличения или уменьшения плотности структурно-параметрических скважин на площади, то мы также обнаружим существенное увеличение величины  $MЗ_{сб}$  как при увеличении плотности скважин, так и при ее уменьшении вплоть до нуля.

Для второго варианта стоимости одной скважины ( $q = 10$  тыс. руб.), как и следовало ожидать, экстремум сдвинулся в сторону уменьшения плотности скважин на площади и находится между тремя и четырьмя скважинами соответственно ( $0,19 - 0,31 \text{ скв/км}^2$ ). Как и в первом варианте ( $q = 5$  тыс. руб.), оптимальной осталась плотность профилей МОГТ, равная  $1,5 \text{ км/км}^2$ . Рост плотности профилей до  $2 \text{ км/км}^2$  незначительно увеличивает значение  $MЗ_{сб}$  (в точке минимума). Уменьшение же плотности до  $1 \text{ км/км}^2$  резко увеличивает значение  $MЗ_{сб}$  до 640 тыс. руб. (более чем на 40 тыс. руб.).

Таким образом, при стоимости одной структурно-параметрической скважины 10 тыс. руб. оптимальным оказывается комплексирование с плотностью профилей МОГТ  $1,5 \text{ км/км}^2$  и плотностью структурно-параметрических скважин  $0,25 \text{ скв/км}^2$ . Математическое ожидание затрат при этом составляет 596 тыс. руб., т. е. на 61 тыс. руб. больше, чем в первом случае.

Для третьего варианта ( $q = 20$  тыс. руб.) оптимум сдвинулся еще дальше в сторону уменьшения плотности скважин до  $0,06 \text{ скв/км}^2$ . Оптимальной продолжает оставаться плотность профилей МОГТ  $1,5 \text{ км/км}^2$ . Математическое ожидание затрат при этом увеличивается до 625 тыс. руб. (на 29 тыс. руб. больше по сравнению с предыдущим вариантом).

*Определение оптимальной плотности наблюдений при комплексировании МОГТ, МПВ и структурно-параметрического бурения (Башкирская АССР).* Комплексирование МПВ со структурно-параметрическим бурением и сейсморазведкой МОГТ широко применяется в платформенных областях Волго-Уральской области и, в частности, на территории Башкирской АССР. Необходимость комплексирования трех различных методов объясняется следующими причинами.



1. Невозможность прослеживания первой жесткой границы отраженными волнами, и в частности: методом общей глубинной точки. По этой причине первая жесткая граница, от которой ведутся дальнейшие сейсмические построения, прослеживается при помощи метода первых вступлений преломленных волн.

2. МПВ не позволяет с достаточной точностью изучать скоростную характеристику толщи над ПЖГ. Поэтому необходимо бурение некоторого количества структурно-параметрических скважин для уточнения скоростного разреза и прослеживания преломляющего горизонта.

Данная задача отличается от предыдущей тем, что для верхней поверхности (ПЖГ) формирование поля дисперсий кроме данных структурно-параметрических скважин определяется также наблюдениями по профилям МПВ.

Расчет поля дисперсий для верхней плоскости (ПЖГ) включает учет неравноточных наблюдений, т. е. скважин с погрешностью наблюдений  $DH_1$  и профилей МПВ с погрешностью наблюдений  $DH_2$  и учет влияния структурно-параметрических скважин на точность наблюдений МПВ.

Для учета неравноточности наблюдений на одной плоскости разработаны алгоритм и программа расчета поля дисперсий для неравноточных наблюдений. При этом поле дисперсий рассчитывается приблизительно, но с точностью, вполне достаточной для данной задачи.

Необходимо отметить, что при всех расчетах плотность и расположение профилей МПВ соответствовали плотности и расположению профилей МОГТ.

Учет влияния структурно-параметрического бурения на точность наблюдений МПВ осуществляется в рамках программы РПД, объединяющей неравноточные наблюдения. Для качественного учета влияния скважин и плотности профилей МПВ на корреляцию преломленных волн дисперсия измерений МПВ  $DH_2$  принята переменной в соответствии с некоторым эмпирическим графиком. Минимальное значение  $DH_2$  принято в 2 раза большим минимальных значений  $DH_3$  для профилей МОГТ. Эмпирическим путем установлено, что при дисперсии  $DH_2$ , меньшей 200 м<sup>2</sup>, число структурно-параметрических скважин перестает оказывать существенное влияние на формирование суммарного поля дисперсий неравноточных наблюдений. Можно предположить поэтому, что минимальное значение  $DH_2$  для собственно МПВ (без скважин) близко к этой цифре.

Расчет поля дисперсий наблюдений глубины до глубоких горизонтов производился аналогично предыдущей задаче. По результатам расчетов дисперсии полей как для верхней, так и для нижней поверхностей приняты равными 900 ( $DH_1 = 900$ ,  $DH_2 = 900$ ).

Дисперсия измерений  $DH_3$  принималась переменной в зависимости от плотности наблюдений. Стоимость 1 км профилей МПВ принималась равной 1,5 тыс. руб., стоимость одной глубокой по-

исковой скважины принята равной 250 тыс. руб. ( $z = 250$  тыс. руб.) при  $n=2$  (количество поисковых скважин). Все расчеты проведены для трех различных стоимостей одной структурно-параметрической скважины — 1; 3; 6 тыс. руб.

Поля дисперсий рассчитаны для различных вариантов плотности профилей МПВ, МОГТ и структурно-параметрических скважин; расположение профилей и скважин на плоскости аналогично их расположению в предыдущих задачах. Плотность сейсмических профилей менялась от 0,25 до 3,0 км/км<sup>2</sup>. Количество скважин на площади менялось от 0 до 25.

Окончательные результаты расчетов в виде суммарных кривых зависимости математического ожидания затрат на поиски и обнаружение залежей средних размеров от плотности скважин представлены на рис. 48. Общая закономерность изменения  $MZ_{сб}$  сводится к уменьшению этой величины при сгущении сети профилей и скважин до некоторого минимума и последующего ее возрастания при дальнейшем сгущении сети профилей и скважин.

*Использование «технологического» критерия.* Критерий оптимальности, применявшийся при выборе оптимальной плотности сейсмических профилей и структурно-параметрических скважин (минимум затрат на решение той или иной геологической задачи), наиболее оправдан с экономической точки зрения.

Однако можно представить себе ситуации, когда необходимо оперативно рассчитать оптимальную сеть профилей более простым способом. Для этой цели можно использовать так называемый «технологический» критерий, т. е. критерий, не связанный с чисто экономическими расчетами. Как уже отмечалось, для поисковых сейсморазведочных работ в качестве критерия оптимальности может использоваться минимум вероятности пропуска структуры минимальных промышленных размеров. Чем плотнее сеть профилей, тем до определенного предела меньше вероятность пропуска структуры. Начиная же с определенного значения плотности профилей  $\theta$  уменьшение значения вероятности пропуска  $P_{пр}$  замед-

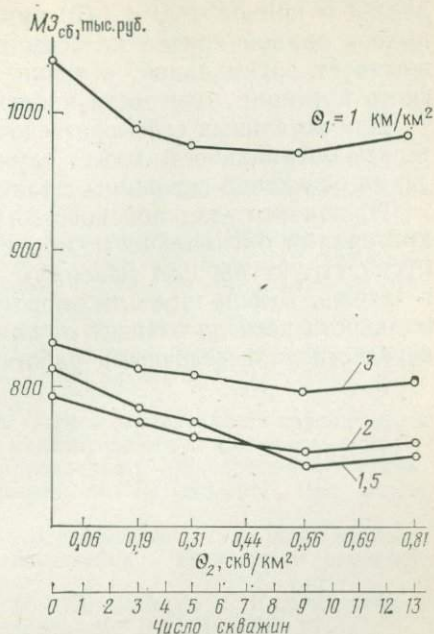


Рис. 48. Зависимости математического ожидания затрат на поиски и обнаружение залежи  $MZ_{сб}$  от плотностей сети сейсмических профилей  $\theta_1$  и параметрических скважин  $\theta_2$ .

ляется и кривая  $P_{\text{пр}} = f(\theta)$  приближается к асимптоте. Участок выхода данной кривой на асимптоту в первом приближении соответствует оптимальной, с точки зрения выбранного технологического критерия, плотности наблюдений.

Для детальных сейсморазведочных работ технологическим критерием оптимальности может служить максимум вероятности попадания поисковой скважины в залежь нефти или газа.

И, наконец, для поисково-детальных сейсморазведочных работ критериями оптимальности могут быть минимум вероятности пропуска структуры или максимум вероятности попадания скважин в залежь. Выбор того или иного технологического критерия оптимальности всецело зависит от специфики задач, которые ставятся перед сейсморазведочными работами в данном регионе.

1. Вадуев Н. Г., Кондра Г. Е. Вероятностный статистический анализ погрешностей измерений. М., Недра, 1969.
2. Васильков А. Г., Володин В. М., Кивелиди В. Х. Методика построения функции достоверности в задаче поиска локальных поднятий сейсморазведочными методами.— Экспресс-информация. Сер. Регион., развед. и промысл. геофизика. М., ВНИИОЭНГ, 1974, № 19—20, с. 8—15.
3. Венцель Е. С. Теория вероятностей. М., Наука, 1969.
4. Володин В. М., Старобинец М. Е. Оценка параметров локального поднятия по данным сейсморазведки.— Геология нефти и газа, 1976, № 5, с. 38—43.
5. Володин В. М., Локшин В. Я. Оценка достоверности сейсмических построений с помощью статистического моделирования для локальных структур с выраженным «критическим» направлением.— Экспресс-информация. Сер. Регион., развед. и промысл. геофизика. М., ВНИИОЭНГ, 1964, № 15, с. 18—25.
6. Володин В. М., Глоговский В. М., Кивелиди В. Х. Достоверность сейсмических построений и пути ее повышения.— Геология и разведка, 1976, № 7, с. 14—21.
7. Володин В. М., Глоговский В. М., Кивелиди В. Х. Количественные методы оценки погрешностей сейсморазведки. М., ВНИИОЭНГ, 1975.
8. Володин В. М., Старобинец М. Е., Флак Я. Ш. Результаты анализа надежности структурных построений по данным сейсморазведки на юго-восточном склоне Русской плиты.— В кн.: Методика поисков месторождений нефти и газа. Труды ВНИИГНИ, вып. 203, 1977, с. 107—117.
9. Володин В. М., Кивелиди В. Х., Старобинец М. Е. К методике оценки достоверности структурных сейсмических построений.— Экспресс-информация. Сер. Регион., развед. и промысл. геофизика, М., ВНИИОЭНГ, 1974, № 12, с. 9—15.
10. Глоговский В. М., Кивелиди В. Х., Эскин В. М. Оптимизация геофизических работ при поисках и разведке залежей нефти и газа. М., ВНИИОЭНГ, 1974.
11. Глотов О. К., Косов В. М. Оценка точности построения отражающих горизонтов.— Разведочная геофизика, вып. 46. М., Недра, 1972, с. 24—31.
12. Гольцман Ф. М. Статистические модели интерпретации. М., Наука, 1970.
13. Григолюнас В. И., Клигер И. А., Ованесов М. Г. Актуальные проблемы в методике и технике сейсморазведки. М., ВНИИОЭНГ, 1975.
14. Гурвич И. И., Боганик Г. Н. Сейсмическая разведка. Изд. 2-е доп. и перер. М., Недра, 1980.
15. Демидович О. А. Выделение слабых геофизических аномалий статистическим способом. М., Недра, 1969.
16. Девис Дж. Статистика и анализ геологических данных. Пер. с англ. М., Мир, 1977.
17. Дунаев В. Ф. Экономико-математическая модель детальных сейсморазведочных работ.— Нефтегазовая геология и геофизика. 1969, № 4, с. 27—31.
18. Дунаев В. Ф. Методические основы оценки экономической эффективности геофизических методов разведки. М., изд. ВНИИгеофизики, 1969.
19. Дунаев В. Ф., Эскин В. М. Об оптимальной плотности наблюдений в сейсморазведке.— Нефтегазовая геология и геофизика, 1971, № 5, с. 14—18.
20. Кивелиди В. Х., Хургин Я. И., Эскин В. М. Методы вероятностного

поиска и их применение в геолого-геофизических исследованиях на нефть и газ. М., ВНИИОЭНГ, 1972.

21. *Ермаков С. М., Михайлов Г. А.* Курс статистического моделирования. Наука, М., 1976.

22. *Колмогоров А. Н.* Основные понятия теории вероятностей. М., изд-во АН СССР, 1934.

23. *Колмогоров А. Н. Фомин С. В.* Элементы теории функций и функционального анализа. М., Наука, 1972.

24. *Козлов Е. А.* Об эффективности сглаживания и интерполяции при обработке данных сейсморазведки. Прикладная геофизика вып. 48. М., Недра, 1966, с. 12—26.

25. *Козлов Е. А.* Оценка геологической эффективности геофизических методов при поисках структур.— Прикладная геофизика, вып. 55. М., Недра, 1969, с. 34—48.

26. *Козлов Е. А.* Об оценке экономической эффективности геофизических работ.— Прикладная геофизика, вып. 59. М., Недра, 1970, с. 57—68.

27. *Крамер Г.* Математические методы статистики. Пер. с англ. М., Мир, 1975.

28. *Кунин Н. Я.* Оценка кондиционности подготовки структур к глубокому бурению сейсморазведкой.— Геология нефти и газа, 1967, № 5, с. 21—42.

29. *Лозовская И. О.* Выделение структур на фоне соизмеримых по амплитуде погрешностей вычисления глубин.— Прикладная геофизика, вып. 50. М., Недра, 1967, с. 54—75.

30. *Митропольский А. В.* Техника статистических вычислений. М., Наука, 1971.

31. *Мишина А. П. Проскураков И. В.* Высшая алгебра. М., Наука, 1965.

32. *Растринин Л. А.* Случайный поиск. Рига, изд-во Зинатне, 1965.

33. *Скидан С. А.* Методика оценки точности данных сейсморазведки по сопоставлению с данными бурения.— Экспресс-информация. Сер. Регион., развед. и промысл. геофизика. М., ВНИИОЭНГ, 1971, вып. 87, с. 54—68.

34. *Скидан С. А.* О точности сейсмических карт.— Прикладная геофизика, вып. 40. М., Недра, 1965, с. 84—99.

35. *Старобинец М. Е.* Определение вероятности существования антиклинальной складки, выделенной по сейсмическим данным. Геология нефти и газа, 1974, № 5, с. 18—26.

36. *Таллако Н. П.* О возможности уменьшения полной погрешности сейсморазведки.— Экспресс-информация. Сер. Регион., развед. и промысл. геофизика, М., ОНТИ ВИЭМС, 1971, № 67, с. 18—32.

37. *Таллако Н. П.* Оценка геологической эффективности сейсморазведки на основе сейсмогеологического районирования территории СССР.— Прикладная геофизика, вып. 45. М., Недра, 1965.

38. *Уайлд Д. Дж.* Методы поиска экстремума. М., Наука, 1967.

39. *Феллер В.* Введение в теорию вероятностей и ее приложения, т. 2. М., Мир, 1967.

40. *Эскин В. М.* Экономико-математическое моделирование процесса поиска нефтеперспективных локальных поднятий геофизическими методами.— Экономика нефтяной промышленности, 1971, № 6, с. 3—7.

41. *Эскин В. М.* Экономико-математическое моделирование процесса поисков и разведки залежей нефти и газа.— Экономика нефтяной промышленности, 1971, № 7, с. 29—33.

42. *Эскин В. М., Калашьян Т. Г., Масевичкая И. И.* Определение объема продукции разведочных работ с использованием вероятностных методов.— Экономика нефтяной промышленности, 1971, № 12, с. 6—12.

43. *Bolondi G., Rossa F., Zanoletti S.* Automatic Contouring of faulted subsurfaces.— Geophysics, vol. 41, № 6, 1976.

44. *Briggs T. C.* Machine Contouring Using Minimum Curvature.— *Geophysics*, vol. 39, 1974, p. 39—48.
45. *Computer* Interpolation and Contouring of Two-dimensional Data.— *A Review Geoexploration*, № 8, 1970, p. 71—86.
46. *Pelto Ch. L., Elkins T. A. and Boyd H. A.* Automatic Contouring of Irregularly Spaced Data.— *Geophysics*, vol. 33, № 3, 1968, p. 424—430.
47. *Schonberg J. L.* Metric spaces and completely monotone functions.— *Ann. Math.* № 39, 1938, p. 811—847.
48. *Wren A. E.* Contouring and the Contour Map: a new Perspective.— *Geophysical Prospecting*, vol. 23, № 1, 1975, p. 1—17.

Введение . . . . .	3
<b>Глава 1. Общие сведения по теории вероятностей . . . . .</b>	<b>8</b>
1.1. События и вероятность . . . . .	8
1.2. Случайные величины . . . . .	15
1.3. Многомерные распределения . . . . .	21
1.4. Случайные функции . . . . .	25
<b>Глава 2. Математическая модель поиска локальных структур . . . . .</b>	<b>31</b>
2.1. Вероятностный поиск . . . . .	31
2.2. Построение функции $d(x, y)$ при поиске локальных структур . . . . .	38
2.3. Моделирование случайных полей . . . . .	41
2.4. Обработка и представление информации на предпоисковой стадии . . . . .	52
2.5. Обработка и представление информации на стадии поисковых и детальных геофизических работ . . . . .	57
<b>Глава 3. Оценка точности структурных построений по данным сейсморазведки . . . . .</b>	<b>65</b>
3.1. Математическая модель для учета погрешностей сейсморазведки . . . . .	65
3.2. Оценка погрешностей модели интерпретации с помощью объектов обучения . . . . .	68
3.3. Оценка погрешностей модели интерпретации при отсутствии объектов обучения . . . . .	77
3.4. Методика районирования территорий, изучаемых сейсморазведкой, по типам погрешностей модели интерпретации . . . . .	83
3.5. Практические результаты оценки систематических погрешностей сейсморазведки для некоторых нефтегазоносных провинций Советского Союза . . . . .	91
<b>Глава 4. Оценка достоверности структурных построений по сейсмическим данным . . . . .</b>	<b>114</b>
4.1. Методика оценки достоверности структурных построений по сейсмическим данным . . . . .	114
4.2. Опробование методики оценки достоверности на тестовых материалах . . . . .	122
4.3. Использование методики оценки достоверности при анализе структурного фонда . . . . .	132
4.4. Использование методики оценки достоверности при проектировании сейсморазведочных работ . . . . .	138
4.5. Проверка эффективности методики оценки достоверности на реальных материалах . . . . .	141
<b>Глава 5. Автоматизированное построение карт на ЭВМ . . . . .</b>	<b>146</b>
5.1. Общие сведения . . . . .	146
5.2. Постановка задачи о прогнозировании поверхности по дискретным измерениям . . . . .	153

5.3. Задачи прогнозирования . . . . .	156
5.4. Интерполяция по неточным наблюдениям . . . . .	162
5.5. Интерполяция по большому числу точек . . . . .	163
5.6. Построение трендовой поверхности и интерполяция по неточным наблюдениям . . . . .	169
5.7. Интерполяция с учетом производных . . . . .	174
5.8. Интерполяция с учетом функции взаимной корреляции . . . . .	177
5.9. Параметры случайных полей и связанная с ними оценка картируемой поверхности . . . . .	180
<b>Глава 6. Построение экономико-математических моделей . . . . .</b>	<b>186</b>
6.1. Постановка задачи . . . . .	186
6.2. Целевая функция поисковых сейсморазведочных работ . . . . .	188
6.3. Целевая функция детальных сейсморазведочных работ . . . . .	189
6.4. Целевая функция поисково-детальных сейсморазведочных работ . . . . .	193
6.5. Результаты исследования целевых функций . . . . .	194
<b>Глава 7. Использование вероятностных методов для оценки эффективности сейсморазведки . . . . .</b>	<b>197</b>
7.1. Основные проблемы оценки эффективности сейсморазведки . . . . .	197
7.2. Оценка экономической эффективности новой техники и технологии сейсморазведочных работ . . . . .	204
<b>Глава 8. Использование вероятностных методов при планировании сейсморазведочных работ . . . . .</b>	<b>214</b>
8.1. Постановка задачи . . . . .	214
8.2. Подготовка информационной базы . . . . .	215
8.3. Планирование геологических заданий геофизическим организациям . . . . .	221
8.4. Определение оптимальной сети сейсмических профилей . . . . .	225
<b>Список литературы . . . . .</b>	<b>243</b>



КИВЕЛИДИ ВАСИЛИЙ ХАРЛАМПОВИЧ  
СТАРОБИНЕЦ МИХАИЛ ЕВГЕНЬЕВИЧ  
ЭСКИН ВАЛЕРИЙ МАРКОВИЧ

## Вероятностные методы в сейсморазведке

Редактор издательства *Т. И. Борушко*  
Переплет художника *С. Н. Орлова*  
Художественный редактор *В. В. Шутько*  
Технический редактор *Т. П. Локтионова*  
Корректор *В. И. Ионкина*

ИБ № 3773

---

Сдано в набор 05.10.81. Подписано в печать 25.02.82. Т—02384. Формат 60 × 90 1/16. Бумага типографская № 2. Гарнитура «Литературная». Печать высокая. Усл.-печ. л. 15,5. Усл. кр.-отт. 15,5. Уч.-изд. л. 15,93. Тираж 2500 экз. Заказ 2446.8026—3. Цена 2 р. 70 к.

---

Ордена «Знак Почета» издательство «Недра», 103633, Москва, К-12, Третьяковский проезд, 1/19

---

Ленинградская типография № 4 ордена Трудового Красного Знамени Ленинградского объединения «Техническая книга» им. Евгении Соколовой Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 191126, Ленинград, Социалистическая, 14.

2р.70к.

3902