

Д ИСКРЕТНАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ СЕЙСМИЧЕСКИХ ВОЛН

ИЗДАТЕЛЬСТВО · НАУКА ·
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ



АКАДЕМИЯ НАУК СССР
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ
ИНСТИТУТ ГЕОЛОГИИ И ГЕОФИЗИКИ

ДИСКРЕТНАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ СЕЙСМИЧЕСКИХ ВОЛН

*Ответственный редактор
член-корреспондент АН СССР
Н. Н. Пузырев*

ИЗДАТЕЛЬСТВО «НАУКА»
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ
НОВОСИБИРСК · 1971

В сборник включены статьи по различным вопросам теории и методики дискретной корреляции сейсмических волн. Рассматривается как методология подхода к проблеме, так и некоторые вопросы обоснования различных способов корреляции волн. Развиваются конкретные статистические подходы к идентификации сейсмических волн и демонстрируется эффективность теоретических разработок на примере решения сейсмогеологических задач. Обсуждается идея использования частично кратных волн для выделения опорных отражений, реализуемая с помощью одной из модификаций корреляционного анализа. В целом в статьях сборника содержатся результаты, позволяющие, во-первых, увеличить достоверность корреляции, а тем самым и геологическую эффективность сейсморазведочных работ, и, во-вторых, облегчить решение важной задачи алгоритмизации обработки сейсмограмм.

Сборник предназначен для инженеров-геофизиков, научных работников и студентов старших курсов, специализирующихся по сейсморазведке полезных ископаемых и исследованиям глубинного строения земной коры.

Предисловие

Основная часть статей сборника представляет собой расширенное изложение докладов, прочитанных на симпозиуме по дискретной корреляции сейсмических волн, состоявшемся в Новосибирске в мае 1967 г. В симпозиуме приняли участие четыре организации, разрабатывающие вопросы теории и практики дискретной корреляции волн: Институт геологии и геофизики Сибирского отделения АН СССР, Западно-Сибирский НИИ нефти и газа, (ЗапСибНИГНИ), Сибирский НИИ геологии, геофизики и минерального сырья (СНИИГГИМС) Министерства геологии СССР и трест «Геофизугленефтегазразведка».

Роль дискретной корреляции, которую мы определяем как корреляцию с учетом значительного объема априорной информации, по нашему мнению, будет в дальнейшем все более возрастать, что объясняется следующими основными причинами.

1. Детальность исследований геологических объектов постепенно должна повышаться. Это означает, что все больше внимания будет обращаться на изучение различного рода мелких нерегулярностей (сбросы малой амплитуды, несогласия в залеганиях и т. д.). Следовательно, понятия непрерывной границы раздела сред и соответственно непрерывной позиционной корреляции будут постепенно сужаться. Это, в свою очередь, приведет к повышению роли дискретной корреляции.

2. В дальнейшем можно ожидать значительного расширения региональных исследований различного характера, включая изучение очень глубоких оболочек Земли. Такого рода исследования, требующие значительных ассигнований, возможны только при строгой последовательности (этапности) полевых наблюдений: вначале изучаются общие черты строения, затем на отдельных участках планируются более детальные работы. На первом этапе, как показывает опыт, целесообразно применять весьма экономичные схемы наблюдений, при которых идентификация волн может быть осуществлена только с помощью дискретной корреляции.

3. В процессе дальнейшего непрерывно ускоряющегося развития геолого-геофизических исследований будут накапливаться и уточняться априорные сведения различного характера об основных закономерностях строения изучаемых сред и особенностях наблюдаемых волновых полей. Это обстоя-

тельство будет весьма способствовать развитию способов и приемов дискретной корреляции и повышению ее эффективности.

4. Развитие более совершенных способов возбуждения и регистрации сейсмических волн (управление источником, оптимальные схемы приема колебаний с использованием ЭВМ) позволяет в ближайшем будущем повысить качество сейсмических записей и их информативность. Это, в свою очередь, увеличит возможность как позиционной, так и дискретной корреляции. Прогрессу всех видов корреляции, безусловно, будет способствовать более глубокая теоретическая проработка вопросов отождествления волн, создание новых алгоритмов и широкое использование ЭВМ для этих целей.

Большая часть сборника посвящена теоретическому обоснованию алгоритмов дискретной корреляции и применению более объективных методов идентификации волн, основанных на количественных критериях. Особенно выпукло это направление представлено в статьях С. В. Гольдина и А. К. Яновского. Роль алгоритмизации процесса корреляции и все более широкое использование ЭВМ для этой цели на следует преуменьшать. Однако нельзя не отметить, что на этом пути встают и значительные трудности. Главная, на наш взгляд, состоит в том, чтобы правильно определить в каждом конкретном случае роль различных признаков, на основании которых принимается решение задачи идентификации волн. Опыт показывает, что в каждой конкретной ситуации набор главных признаков может существенно изменяться, причем процесс этот фактически непрерывный. Иначе говоря, набор признаков фактически является подвижным. При алгоритмизации на основе статистического обоснования признаков по относительно малым выборкам такую подвижность пока трудно осуществить. По-видимому, в какой-то степени с этим обстоятельством связан отмечаемый в статьях С. В. Гольдина и его соавторов тот несколько парадоксальный факт, что при увеличении количества используемых признаков достоверность корреляции и ее устойчивость уменьшаются. При обычной неформализованной корреляции таких ситуаций обычно не возникает, поскольку интерпретатор каждый раз подбирает наиболее сильные признаки, сводя их количество нередко к одному-двум и фактически не используя другие признаки, ограничиваясь только проверкой их общей непротиворечивости принятому варианту корреляции.

Существенное значение имеет вопрос о применяемой терминологии и классификации способов корреляции волн. Пока его нельзя считать решенным полностью вследствие недостаточной разработанности проблемы в целом. Некоторый разнород в терминологии в отдельных статьях фактически отображает такое состояние. Хотя мы считаем преждевременным вводить сейчас единую терминологию и классификацию способов корреляции, однако определенные попытки в этом направлении целесообразно предпринимать уже в настоящее время. Такая попытка, не претендующая на полноту и целостность, сделана в первой статье сборника. Отдельные соображения по данному вопросу высказаны и в других статьях.

Н. Н. Пузырев

Общие вопросы корреляции сейсмических волн

Общие замечания

Перед сейсмическими исследованиями ставятся весьма разнообразные задачи. В одних случаях оказывается достаточным иметь общее представление о структурах, преимущественно о их геометрии, в других выдвигаются жесткие требования к детальности и надежности, причем большое значение придается выявлению локальных нерегулярностей (несогласия и др.), а также изучению распределения физических параметров (скорости распространения волн, затухание колебаний, поляризация).

Вполне естественно, и это подтверждается повсеместно опытом, что для детальных исследований при сложном строении изучаемой среды требуется, как правило, обеспечить достаточно плотные системы наблюдений и ориентироваться преимущественно на позиционную корреляцию [3], когда практически не нужны какие-либо конкретные данные о структуре изучаемой среды и особенностях волнового поля.

При работах поискового и рекогносцировочного характера вполне целесообразно существенно разредить системы наблюдений и широко использовать дискретную корреляцию [12] либо сочетание дискретной и позиционной корреляции. При этом под дискретной корреляцией понимается такой вид отождествления волн на удаленных друг от друга участках, когда позиционная корреляция не может быть применена либо оказывается недостаточной.

Дискретная корреляция наряду с признаками позиционной корреляции обязательно требует использования в процессе отождествления и прослеживания волны дополнительных признаков, вытекающих из априорной информации о среде и волновом поле. В работе [12] нами предлагается использовать три группы признаков: волновые, параметрические и геологические. Последние две группы в позиционной корреляции не используются, а волновые признаки при дискретной корреляции используются шире, чем при позиционной.

Связь между типом систем наблюдений и видом корреляции, о которой говорилось выше, не может рассматриваться как однозначная. Объясняется это прежде всего тем, что выполненная система наблюдений не всегда может реализовать ожидаемый результат в части регистрации и прослеживания тех или других волн. Так, система могла быть рассчитана на непрерывное

прослеживание одной или нескольких волн, а в действительности же, несмотря на выполнение запланированной системы, волны не удалось по многим причинам повсюду зарегистрировать и тем более проследить. Кроме того, как будет отмечено ниже, позиционная корреляция в ряде случаев может быть применена при разреженных системах наблюдений типа зондирований, и, наоборот, потребность в дискретной корреляции возникает при очень плотных наблюдениях. Поэтому только в среднем можно говорить о том, что чем плотнее схемы наблюдений, тем при прочих равных условиях больше возможностей для осуществления позиционной корреляции.

Об общей структуре систем наблюдений

Всякая система наблюдений может быть представлена в виде комбинации трех элементарных схем, а именно:

- 1) точечный источник — точечный приемник (индекс: $S - D$);
- 2) точечный источник — распределенный приемник (индекс: $S - \Sigma D$);
- 3) распределенный источник — распределенный приемник (индекс: $\Sigma S - \Sigma D$).

Под распределенным источником подразумевается линейная либо площадная установка сейсмографов, на которой возможно наряду с временем определить дифференциальный элемент годографа или поля времени. Третий тип элементарных схем употребляется только при работах по способу плоского фронта и в дальнейшем не будет нами приниматься в расчет.

В схемах 1—2 группированные источник и приемник рассматриваются наравне с точечным.

Элементарные схемы первого типа повсеместно используются в сейсмологии. Широкое применение они нашли при исследованиях ГСЗ на море в виде модификации передвижных взрывов. Эта же схема используется в способе центральных лучей на суше и на море.

Схемы второго типа дают возможность реализовать разнообразные системы непрерывного прослеживания с использованием многоканальной аппаратуры, а также осуществлять зондирования, которые получили название точечных [5, 8, 11, 12]. Заметим, что правильнее было бы называть их «дифференциальными зондированиями», чтобы подчеркнуть распределенность приемника, дающую возможность, с одной стороны, выделять регулярные волны с достаточно большим радиусом корреляции, а с другой — измерять дифференциальные параметры годографа (поля времен). Рассматриваемая схема второго типа дает возможность осуществлять разнообразные варианты кусочно-непрерывного («пунктирного») профилирования, площадные съемки и пространственные зондирования в разных модификациях.

Наиболее употребительные системы наблюдений можно объединить в две основные группы. Они отличаются прежде всего соотношением между количеством элементов у источника и приемника. К первой группе относятся системы, в которых одних элементов (обычно приемников D либо ΣD) во много раз больше, чем других (обычно источников S). Сюда относятся все системы, предусматривающие получение непрерывных, кусочно-непрерывных и точечных годографов (как линейных, так и площадных). Их можно было бы назвать связанными системами. Ко второй группе относятся системы, в которых количество элементов источника и приемника примерно одинаково или во всяком случае различается незначительно. Сюда относятся различные виды зондирований, а именно: точечные наблюдения в сейсмологии, наблюдения типа центрального луча, линейные дифференциальные зондирования, пространственные точечные и дифференциальные зонди-

рования. Системы второй группы, в противоположность системам первой группы, предлагается назвать несвязанными (дискретными).

Могут существовать и системы промежуточного типа, например, когда выполняются зондирования с протяженными расстановками приемников, которые одновременно можно рассматривать как изолированные годографы.

К вопросу о позиционной и транспозиционной корреляции волн

Согласно [3], позиционной корреляцией называется «корреляция волн (и их фаз) при малых различиях в положении (позиции) пунктов приема сейсмических волн при фиксированном положении источника (пункта взрыва)». Это определение было дано Г. А. Гамбурцевым в 1946 г., когда практически все работы проводились только по методике непрерывного профилирования. В настоящее время, как нам представляется, требуется уточнить и расширить понятие позиционной (фазовой) корреляции с учетом развития методики полевых наблюдений и способов обработки экспериментальных данных.

1. В приведенном определении сказано, что позиционная корреляция осуществляется при малых расстояниях между приемниками. Это условие в общем случае не является обязательным, так как минимальное расстояние зависит от структуры волнового поля, применяемого диапазона частот и требований к точности прослеживания волны. Если, например, в методе отраженных волн расстояние между сейсмоприемниками (группами) составляет, как правило, приблизительно 10—30 м, т. е. не более длины волны (λ), то в ГСЗ в некоторых случаях позиционная корреляция ведется при $\Delta x \approx 5$ км [2], что составляет приблизительно $(8 \div 10) \lambda$. Таким образом, большое расстояние между приемниками (либо источниками в методе передвижных взрывов) не может явиться само по себе препятствием для осуществления позиционной корреляции. Возможности позиционной корреляции в последние годы существенно расширены за счет применения (особенно в методе отраженных волн) различных преобразований первоначальных записей — временные поправки за поверхностные неоднородности и рельеф, кинематические поправки, приводящие к спрямлению осей синфазности. Большое значение имеет также существенное усовершенствование способов регистрации волн, что дает возможность повысить отношение сигнал/помеха.

2. Для позиционной корреляции не обязательно, на наш взгляд, фиксированное положение источника. Показательны в этом отношении работы последних лет на суше и особенно на море с использованием методики центрального луча. Создание стабильного источника колебаний и соответствующих условий регистрации волн дает возможность надежно осуществлять позиционную корреляцию при переменных положениях как приемника, так и источника. Аналогичная ситуация возникает при корреляции преобразованных аппаратурным способом сейсмограмм, получивших название временных разрезов, когда принципиально не возникает препятствий для непрерывного перехода от группы записей, принадлежащих одному пункту взрыва, к другой группе, полученной при другом источнике.

3. В определении Г. А. Гамбурцева совершенно правильно говорится о корреляции волн и их фаз. Обычно при этом понимается, в соответствии с физическим смыслом явлений, волна в виде довольно короткого импульса, состоящего, как правило, из 1—2 видимых периодов. Однако вполне возможно и целесообразно рассматривать сейсмограммы отраженных и преломленных волн в целом как некоторое отображение геологического разре-

за и применить к ним приемы прослеживания, аналогичные тем, которые используются, например, при отождествлении разрезов скважины. В этом случае мы можем рассматривать в процессе корреляции протяженные по времени участки сейсмограмм, образующие специфические «волновые образования», как волну в широком смысле этого слова. Такой подход, который целесообразно назвать «обобщенной позиционной корреляцией», отчетливо сформулированный впервые С. В. Гольдиным [4], безусловно, расширяет возможности позиционной корреляции. Вместе с тем он качественно отличается от традиционных приемов фазовой позиционной корреляции, когда внимание сосредоточивается на прослеживании фазы волны в узкой области сейсмограммы с использованием только первичных признаков корреляции [9]. В случае обобщенной позиционной корреляции одновременно подключаются вторичные признаки, в частности отображающие взаимное расположение отдельных волн по шкале времен относительно амплитуды импульсов и др. Обобщенная позиционная корреляция включает в себя в качестве частного случая групповую корреляцию [7].

По нашему мнению, позиционную корреляцию в общем случае следует определить как способ прослеживания волн путем последовательного сопоставления формы колебаний и их амплитуд в пространстве (x, t) (в общем случае x, y, z, t) без использования априорной информации о структуре волнового поля и изучаемой среды. В это определение мы не включили в качестве обязательного весьма распространенный признак синфазности, требующий, чтобы пути последовательного сопоставления волн или волновых образований были достаточно простыми. Это требование, накладывающее определенное ограничение на свойства сейсмических границ и характер распределения физических параметров в среде, в общем случае не является обязательным. Например, при малом уровне помех и хорошей выдержанности формы записей и их амплитуд не представляет труда надежно провести позиционную корреляцию по весьма сложному пути. Признак синфазности становится весьма важным при высоком уровне помех, причем предположение о простой форме осей синфазности играет одновременно очень большую роль при выделении регулярных волн на фоне мешающих колебаний.

4. Наряду с позиционной в работе [3] было введено понятие транспозиционной корреляции, под которой понимается «корреляция при перемене (транспозиции) приемника и источника сейсмических волн. Транспозиционная корреляция базируется на известном принципе взаимности, в соответствии с которым транспозиция не ведет к изменению времени пробега волны».

Выше уже отмечалось, что в случае преобразованных записей отраженных волн необходимость в транспозиционной корреляции отпадает. Полную замену транспозиционной корреляции можно создавать и в случае обычных нетрансформированных записей любых монотипных (а также симметричных) волн, если, например, располагать их в системе « $x/2$ » [9]. Следовательно, если отказаться от условия сохранения неизменным положения источника, то транспозиционную корреляцию монотипных волн в связанных системах можно рассматривать как частный случай позиционной корреляции.

Транспозиционная корреляция всегда отождествляется с принципом взаимности. Как известно, последний справедлив только для монотипных и симметричных [13] волн и в общем случае не выполняется для несимметричных обменных волн. Означает ли это, что при невыполнении принципа взаимности корреляция невозможна? Опыт показывает, что во многих случаях можно безошибочно проводить корреляцию монотипных волн и при отсутствии взаимных точек, как, например, это проиллюстрировано в работе [6]. Если подходить строго и рассматривать изолированно только данную несимметричную волну, то следует признать, что транспозиционная

корреляция не может быть реализована. Однако, если внести некоторые дополнительные условия и, в частности, располагать одновременно некоторыми данными о монотипной волне с близкой лучевой схемой, то окажется возможным практически с достаточной точностью рассчитать условие транспозиционности и для несимметричной волны.

Проиллюстрируем это для обменной головной волны типа PPS (см. рисунок). Сделаем упрощающее предположение, что в области источников граница раздела имеет малую кривизну и может быть принята за плоскую. По-видимому, данное предположение не является абсолютно необходимым, но в этом случае расчеты сильно упрощаются. Предположим далее, что наряду с основными имеются нагоняющие годографы, дающие возможность определять времена t_{01}^{PPS} с обоих концов. Кроме того, считаем, что в точках O_1 и O_2 известны значения для продольной головной волны PPP. Расчеты, которые мы здесь не воспроизводим, показывают, что при указанных предположениях условие транспозиционности запишется в виде

$$T_{12} + t_{01}^{PPS} - t_{01}^{PPP} = T_{21} + t_{02}^{PPS} - t_{02}^{PPP}$$

Оно дает возможность подобрать при заданном T_{12} такое значение T_{21} , при котором в результате выполнения позиционной корреляции наилучшим образом будут согласованы между собой все величины, входящие в условие транспозиционности.

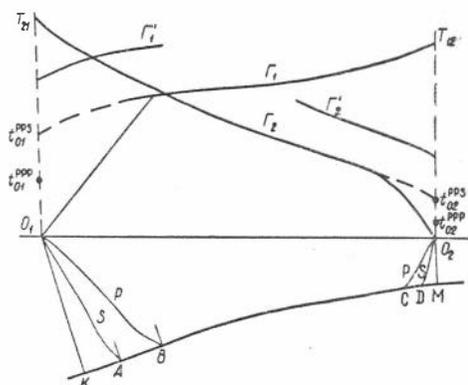
Для отраженной волны PS записать условие транспозиционности в простой форме очень затруднительно, однако при определенных априорных данных о среде, получаемых в процессе сейсмических исследований, возможно и в этом случае осуществлять с практически достаточной точностью транспозиционную корреляцию [1, 10].

Следовательно, для несимметричных волн транспозиционная корреляция возможна только при наличии определенной дополнительной информации.

Таким образом, мы приходим к выводу, что транспозиционную корреляцию можно рассматривать как специальный частный случай позиционной либо дискретной корреляции.

Дискретная корреляция

Позиционная корреляция обладает тем несомненным преимуществом, что она не требует каких-либо конкретных априорных сведений об изучаемом объекте либо сводит их к минимуму (например, предположение о сравнительной гладкости границ раздела). Это обстоятельство особенно важно на первых этапах изучения какого-либо региона, когда еще не раскрыты общие закономерности геологического строения и распределения параметров в изучаемых средах. Вместе с тем позиционная (фазовая) корреляция, особенно в традиционном понимании, всегда является в той или иной мере локальной, что объясняется, во-первых, наличием в изучаемых средах ряда нерегулярностей (дизъюнктивных нарушений, несогласий и выклиниваний,



Лучевая схема и годографы обменных головных волн PPS.

границ с большой кривизной и др.), во-вторых — невозможностью повсюду обеспечить надлежащее качество и выдержанность условий возбуждения и регистрации волн. В связи с этим при любых сейсмических исследованиях на определенном этапе возникает необходимость в переходе на дискретную корреляцию с использованием дополнительно к признаку формы записи колебаний других критериев. Таким образом, в реальных условиях чаще всего можно говорить о разумном сочетании позиционной и дискретной корреляций.

Важно подчеркнуть существенный недостаток позиционной корреляции — она требует, как правило, достаточно плотной системы наблюдений, причем подавляющая часть полученных записей во многих случаях не используется для последующей геологической интерпретации и требуется только для отождествления волн. Это обстоятельство сильно удорожает полевой эксперимент. Поэтому уже давно начаты поиски более экономичных схем наблюдений типа зондирований. При рекогносцировочных и поисковых исследованиях с использованием зондирований дискретная корреляция чаще всего планируется как единственный способ отождествления волн на удаленных друг от друга участках.

При дискретной корреляции всегда используются в той или иной мере априорная информация о структуре волновых полей и характере изучаемых сред. Именно поэтому возможность проведения дискретной корреляции появляется только на определенном этапе изучения того или иного региона, либо того или иного типа объектов, когда накопятся данные об основных закономерностях тектонического строения, характере волновой картины, особенностях распределения упругих параметров.

Приемы и способы дискретной корреляции волн могут быть весьма разнообразны, в зависимости от характера используемой априорной информации, формы представления экспериментальных данных, а также от конкретных особенностей волновых полей и изучаемых объектов. Ниже приводится попытка классификации способов дискретной корреляции, не претендующая на полноту и законченность. По нашему мнению, целесообразно рассматривать два основных вида дискретной корреляции. Первый из них назовем волновой дискретной корреляцией. Волновая дискретная корреляция оперирует преимущественно с волновыми признаками, используя параметрические и геологические признаки [12] лишь в самой общей качественной форме и в малой степени (например, предположение о наличии достаточно протяженных границ, их не слишком сложная форма, монотипное изменение физических параметров).

Вместе с тем мы располагаем на основании опыта предыдущих исследований сведениями о природе регистрируемых волн, а также данными о характере вероятностного распределения кажущихся скоростей различных волн, форме осей синфазности. Как и позиционная корреляция, волновая дискретная корреляция может еще рассматриваться в качестве первого этапа интерпретации, на котором основываются все дальнейшие сейсмические расчеты. Это, конечно, не значит, что исключается возможность последующего корректирования корреляции после завершения тех или иных дальнейших интерпретаций. Такая возможность предусматривается и при позиционной корреляции.

Волновая дискретная корреляция может осуществляться при наличии систем наблюдений, базирующихся на элементарных схемах второго типа ($S - \Sigma D$). Использование элементарных схем первого типа ($S - D$) в любом случае дает возможность сопоставить только форму колебаний, т. е. осуществлять позиционную корреляцию, в том числе обобщенного типа. Таким образом, при волновой дискретной корреляции сопоставляются не единичные, а отдельные многоканальные записи, причем наряду с формой ко-

лебаний при сопоставлении многоканальных сейсмограмм (внутри которых осуществляется позиционная корреляция) обязательно принимается во внимание ориентация осей синфазности, т. е. величины кажущихся скоростей и их отношение для различных волн. Если канальность велика, то при сопоставлении учитываются кривизна осей синфазности и характер изменения амплитуд с расстоянием (в частности, затухание). В качестве примера отметим, что в обычной модификации РНП широко применяется волновая дискретная корреляция.

Дискретная корреляция общего вида использует в большом объеме, преимущественно в количественной форме, наряду с волновыми параметрическими и геологические признаки, причем последние не всегда возможно и целесообразно пересчитывать в первые (волновые). По этой причине дискретная корреляция общего вида не может рассматриваться в качестве первого этапа интерпретации; процессы корреляции и интерпретации в этом случае становятся неразделимыми. Иначе говоря, мы не можем считать в какой бы то ни было степени корреляцию завершенной до тех пор, пока не выполнены последующие построения и расчеты. При этом в одном случае достаточно продвинувшись в интерпретации до построения годографов либо полей времен $t(x, l)$ [11], а в других — до построения разрезов либо карт, составления скоростных графиков и получения других данных. Все будет зависеть от конкретной обстановки, в частности объема информации, надежности и устойчивости тех или иных признаков, степени сложности изучаемой среды.

В некоторых случаях корреляция волн, не считая выделения регулярных колебаний на многоканальных сейсмограммах, может не проводиться и заменяться на последующих этапах интерпретации прослеживанием элементарных отрезков границ раздела в плоскости (пространстве) разреза. Такой способ получил широкое распространение в методе отраженных волн, в частности в модификации РНП.

Дискретная корреляция общего вида может применяться в системах, состоящих из элементарных схем как первого, так и второго типа, хотя, безусловно, схемы второго типа ($S-\Sigma D$) имеют ряд существенных преимуществ.

Сопоставление данных на элементарных схемах наблюдений не является, очевидно, единственной разновидностью дискретной корреляции общего вида. Вполне возможно, как это показывает опыт сейсмических исследований в различных условиях, сопоставлять по различным параметрам данные наблюдений на разрозненных участках с весьма различным объемом получаемой информации. Так, могут сопоставляться данные по изолированным годографам, изолированным парам встречных годографов, системам наблюдений на параллельных профилях, разрозненным площадным съемкам, в одном большом регионе и т. п. Поскольку объем наблюдений на сопоставляемых изолированных системах может очень сильно различаться, конкретные приемы дискретной корреляции могут быть весьма разнообразными. При этом в системах с большим объемом наблюдений появится ряд весьма важных параметров, позволяющих повысить достоверность дискретной корреляции. Среди них можно указать форму годографов, особенности полей $t(x, l)$ для отдельных волн, их соотношение между собой, амплитудные кривые, характер (устойчивость) позиционной корреляции внутри систем, взаимное расположение границ раздела, особенности распределения скоростей и др.

Заметим, что чем по большему количеству параметров приходится проводить дискретную корреляцию, тем сложнее ее выполнять, особенно если учесть, что наряду с перебором параметров требуется учесть их взаимосвязь.

Поэтому весьма важно всемерное развитие способов обработки сейсмических данных с использованием электронно-вычислительных машин, что позволяет интерпретатору более полно и объективно, без снижения его творческой активности, решать поставленные геолого-геофизические задачи.

З а к л ю ч е н и е

Произведенное выше разделение способов корреляции сейсмических волн на позиционные и дискретные, отличающиеся между собой по объему используемой априорной информации, на наш взгляд, отвечает современному уровню методики сейсмических исследований. Вполне допустимы и другие подходы, не основанные на подразделении признаков на отдельные группы. Но для этого требуется предварительно существенно развить признаки дискретной корреляции волн, так как вопрос этот еще нельзя считать в достаточной степени разработанным.

В дальнейшем создание наиболее рациональной классификации способов и приемов корреляции сейсмических волн в значительной степени будет зависеть от возможностей алгоритмизации операций отождествления волн (и в целом регуляризации волнового поля) и соответственно передачи ряда функций электронно-вычислительной машине. При этом, безусловно, должно развиваться направление, основанное на параллельном прослеживании ряда волн, в том числе различных типов.

В заключение отметим, что мы рассматривали повсюду корреляцию волн, представляемых одномерными колебаниями $a(t)$ при регистрации на одной компоненте. В действительности чаще всего сейсмическое колебание является трехмерным, и поэтому в общем случае следует рассматривать совокупность трехкомпонентных записей. Одной из возможных схем корреляции в этом случае является прослеживание волн (позиционно либо дискретно) на каждой компоненте раздельно с последующим расчленением поля по признаку времени и поляризации на типы волн. Затем (либо одновременно) сопоставляются величины и направления векторов смещения частиц вдоль линии (площади) наблюдений. По-видимому, процесс сопоставления мгновенных и средних векторов смещений должен заменить при позиционном прослеживании сопоставление только формы профилей колебаний. Это обстоятельство, а также возможность сопоставления по ряду других признаков, вытекающих из наличия трехкомпонентных записей, должны отразиться и на приемах дискретной корреляции при полном изучении волнового поля.

ЛИТЕРАТУРА

1. Т. М. Бахаревская. Опыт регистрации обменных волн PS, отраженных от наклонных границ. — Геология и геофизика, № 8, 1967.
2. Е. И. Гальперин, И. П. Косминская. Строение земной коры в области перехода от Азиатского континента к Тихому океану. «Наука», 1964.
3. Г. А. Гамбурцев. Корреляционные системы наблюдений при разведке по методам отраженных и преломленных волн. — Изв. АН СССР, сер. геофиз., № 1, 1946.
4. С. В. Гольдин. Фазовая корреляция сейсмических волн на фоне случайных помех. Канд. дисс. ИФЗ, 1966.
5. Ю. Н. Грачев. Площадные региональные геофизические исследования с применением точечных сейсмозондирований корреляционным методом преломленных волн. Гос-топтехиздат, 1962.

6. Б. Н. Гуревич, Н. В. Умперович. Об упрощении систем наблюдений при исследованиях методом отраженных волн в Западно-Сибирской низменности. — Сб. «Разведочная и промысловая геофизика», вып. 26. Гостоптехиздат, 1959.
 7. И. П. Косминская. Разведка основ метода глубинного сейсмического зондирования земной коры и верхней мантии. Дисс. ИФЗ АН СССР, 1966.
 8. В. К. Моностырев, Ю. Г. Коновалов, И. Н. Бобровский. К вопросу о точечных зондированиях методом преломленных волн. — Тр. СНИИГГиМС, вып. 30, 1964.
 9. Н. Н. Пузырев. Интерпретация данных сейсморазведки методом отраженных волн. Гостоптехиздат, 1959.
 10. Н. Н. Пузырев. Некоторые вопросы интерпретации поперечных и обменных волн. — Сб. «Экспериментальные исследования поперечных и обменных волн». Изд. СО АН СССР, 1962.
 11. Н. Н. Пузырев. К теории интерпретации точечных сейсмических наблюдений. — Геология и геофизика, № 9, 1963.
 12. Н. Н. Пузырев, С. В. Крылов, С. В. Потапьев. Точечные сейсмические зондирования. — Сб. «Методика сейсморазведки». «Наука», 1965.
 13. Справочник геофизика, т. IV, гл. III. «Недра», 1966.
-

Статистические методы идентификации отраженных волн при наличии полной априорной информации

Введение

1. Идентификация волн, т. е. соотнесение обнаруженных на данной сейсмограмме волн с прослеженными на предшествующих сейсмограммах, всегда рассматривалась как основная задача корреляции и привлекала внимание многих исследователей [4, 5, 20 и др.]. Однако долгое время она решалась почти исключительно с помощью зрительного восприятия по совокупности некоторых качественных характеристик прослеживаемых волн и их взаимоотношению. Эти характеристики, названные вторичными признаками корреляции, для отраженных волн подробно рассматривались Н. Н. Пузыревым [20].

Значительное развитие методы идентификации волн получили после широкого внедрения в практику геофизических работ региональных дискретных систем наблюдений, так как корреляция волн в таких системах (так называемая дискретная корреляция) с помощью обычных визуальных приемов непрерывной корреляции оказывается малоэффективной. Наибольшее развитие и обоснование методы дискретной корреляции получили в работах Н. Н. Пузырева и сотр. [21, 22]. Развитые ими методы идентификации характеризуются:

а) привлечением большого числа разнообразных признаков, основная часть которых может быть выражена в количественной форме;

б) использованием всей имеющейся информации о признаках с помощью таких статистических характеристик, как гистограммы, коэффициенты корреляции и т. п.

Упомянутые методы позволили значительно расширить область применения дискретных систем наблюдения. Уместно заметить, что подобный подход не связан исключительно с принципом дискретности и должен оказать (если уже не оказывает) влияние на развитие методов непрерывной корреляции волн, особенно в сложных сейсмогеологических условиях.

Уровень формализации процесса идентификации волн в упомянутых работах еще недостаточен, поэтому предлагаемая форма использования имеющейся информации требует значительного опыта интерпретатора и допускает некоторую возможность субъективных решений. Кстати, с формой использования априорной информации во многом связана применяющаяся в

[22] классификация признаков* на три основные группы: 1) волновые (т. е. признаки, измеряемые непосредственно на сейсмограмме), 2) параметрические (скорости и т. п.) и 3) геологические, снимаемые с разрезов, карт и т. п.

Несмотря на то, что признаки второй и третьей групп вычисляются по признакам первой группы, исключить их из неформализованной процедуры идентификации невозможно, поскольку большая часть имеющихся сведений, извлекаемых, в частности, из геологических документов и параметрических измерений, окажется неиспользованной. Этого ограничения можно избежать в формализованных процедурах, уточняя с помощью информации, извлекаемой не из сейсмограмм, распределение вероятностей волновых признаков. С точки зрения таких процедур приведенная выше классификация относится не к используемым признакам, а к источникам априорной информации, которые, таким образом, делятся на две группы: 1) информация, заключенная в обработанных сейсмограммах, и 2) остальная информация. Вместе с тем не исключено, что и в формальных процедурах окажется удобным использовать не только волновые признаки, так что в общем случае имеют место обе классификации.

Попытка построения формализованной процедуры идентификации была осуществлена в работе А. Г. Лурье [17]. В этой работе имеющейся совокупности непрерывных признаков с помощью порогов сопоставляется система дискретных признаков, по числу выполнения которых и осуществляется информация. В [17] были получены вероятностные характеристики, определяющие достоверность идентификации волн при использовании данной процедуры.

В последнее время предлагались и другие процедуры идентификации, в частности отметим работу О. К. Глотова [6], который детально исследовал возможность использования для этой цели взаимоотношения времен вступления прослеживаемых волн. Недостатком цитированных работ является отсутствие оптимальных решений задачи идентификации, в которых измеряемые признаки используются наилучшим образом.

Задача идентификации существенно упрощается при использовании критериев идентифицированного обнаружения [8, 9], в которых производится обнаружение фиксированной волны, после чего ее идентификация оказывается излишней. Однако идентифицированное обнаружение редко бывает полным: если несколько осей синфазности удовлетворяют критерию, по которому обнаруживается данная волна, то выбор оценки параметров волны оказывается не единственным и, таким образом, требуется дополнительная идентификация этих осей (идентификация с точностью до фазы).

Несмотря на то, что во всех предлагавшихся процедурах априорным сведениям уделяется большое внимание, объем используемой информации в них различен. В первую очередь выделяется класс процедур с полной априорной информацией, в которых считаются заданными все прослеживаемые волны и вероятностные распределения характеризующих их признаков (примером может служить способ А. Г. Лурье [17]). Кроме того, имеется класс процедур, в которых априорная информация в том или ином смысле неполна (например, заранее не предполагается наличие прослеживаемых волн, как это имеет место в алгоритме, недавно предложенном А. С. Волохом).

Вопрос о том, процедуры какого класса лучше, не является корректным, поскольку во всех случаях нужно максимально использовать имеющуюся информацию (чем полнее априорная информация, тем достовернее

* В отличие от других статей сборника, в которых термин «признак» означает определенное свойство измеряемой величины, в данной работе признаком называется сама измеряемая величина.

получаемые решения). Следовательно, вопрос состоит только в том, чтобы используемые процедуры отвечали имеющимся данным.

Для районов, характеризующихся сравнительно выдержанной и хорошо изученной волновой картиной (например, Западно-Сибирская низменность), наибольшее значение имеют процедуры первого класса, тем более что при обработке сейсмозондирований почти всегда имеется возможность использовать соседние площадные наблюдения для оценки необходимых распределений вероятностей. Поэтому основное внимание в данной работе уделяется критериям идентификации с полной априорной информацией. Итак, задача заключается в построении оптимальных критериев идентификации волн на отдельных многоканальных сейсмограммах по совокупности волновых признаков при условии полной априорной информации относительно распределений вероятностей используемых признаков и числа прослеживаемых волн.

Предполагается, что, используя накопленные геологические и геофизические сведения о среде и прослеживаемых волнах, а также выборки сейсмограмм по соседним площадям, интерпретатор с помощью полученных здесь результатов может построить процедуру распознавания оптимальную в смысле вероятности ошибок корреляции. Кроме того, в работу изучаются факторы, от которых зависит достоверность распознавания в реальных ситуациях.

2. Рассматриваемые методы идентификации основаны на использовании волновых признаков, снимаемых с сейсмограмм любого типа. При выборе признаков естественно использовать весь комплекс данных, который учитывает интерпретатор при корреляции. Сюда относятся:

(I) группа временных признаков (в частности, нулевое время рассматриваемого варианта идентификации, временные интервалы до ближайшей предшествующей и ближайшей последующей волн, кривизна годографа и т. п.),

(II) признаки формы записи (например, фазовое представление [волны 8], отвечающее данному варианту идентификации),

(III) амплитудные признаки,

(IV) признаки, характеризующие пространственное положение данного наблюдения (координаты),

(V) группа признаков, связывающих корреляцию на данной сейсмограмме с предшествующей (в частности, приращение нулевого времени прослеживаемой волны и т. п.),

(VI) признаки, связывающие корреляцию данной волны с корреляцией других волн на данной сейсмограмме (например, $t_A - t_B$ и т. п.).

Все эти признаки могут быть определены вполне формально, что обеспечивает объективную процедуру их измерения при автоматической обработке. Ясно также, что комплекс используемых признаков зависит от способа представления сейсмических колебаний (осциллограмма, суммолента и т. п.).

Получающаяся система признаков может оказаться громоздкой, особенно при ручной обработке сейсмограмм. В работе рассматривается задача отбора наиболее информативных признаков, позволяющих осуществить распознавание с наименьшей затратой времени при сравнительно небольшой потере достоверности. Эта задача имеет значение и при полностью автоматизированном сборе информации: во-первых, статистические процедуры с большим числом признаков часто неустойчивы, во-вторых, для современных ЭЦВМ большое значение имеет экономия оперативной памяти. Кроме того, оценка информативности признаков поможет при выборе методики приема (уточняется наше представление об исследуемой среде) и при визуальной корреляции.

Необходимая для определения распределений информация может быть получена измерением признаков на сейсмограммах отработанных соседних площадей (предпочтительно по материалам непрерывного профилирования) при условии, что количество сейсмограмм достаточно велико по сравнению с числом измеряемых признаков.

Извлечение априорной информации только из эталонных сейсмограмм не означает, что используемая информация не содержит сведений геологического или параметрического типа. Напротив, большая часть этих сведений заключается в распределении нулевых времен, в кажущихся и эффективных скоростях, в зависимости нулевого времени от координат, в приращении нулевого времени между соседними зондированиями и т. п. Тем не менее некоторая полезная информация остается все-таки неиспользованной, особенно если эталонная выработка невелика по объему.

Учет дополнительной априорной информации в работе не рассматривается, прежде всего потому, что эта информация касается в основном распределений, связывающих признаки в большой совокупности наблюдений, и ее удобнее учитывать на этапе увязки сейсмограмм.

3. Существуют три пути, по которым можно осуществлять поиск эффективных способов идентификации волн:

1) изучение и машинное моделирование тех приемов, которые использует опытный интерпретатор, повышая эффективность за счет привлечения большего числа признаков и их более эффективного комбинирования;

2) сведение задачи идентификации к одной из известных задач, достаточно эффективно решаемых в последнее время, в частности к задаче распознавания образов;

3) построение такой модели корреляции волн, которая позволит отыскать оптимальную процедуру идентификации в терминах теории статистических решений.

Подходы 1 и 2 были положены в основу последовательной процедуры идентификации (§ 2 и 3), поскольку процесс идентификации, осуществляемый интерпретатором, приближенно может быть расчленен на ряд элементарных актов, каждый из которых эквивалентен задаче распознавания образов. Наибольшее внимание было уделено использованию и развитию метода дискриминантных функций [1, 13 и др.].

В § 4 задача идентификации решается методами развитой в [12] статистической теории одновременного распознавания образов, позволяющей определить оптимальный (в смысле теории статистических решений) критерий идентификации.

Кроме статистического подхода, для решения аналогичных задач применяются так называемые эвристические методы [15 и др.]. Поэтому несколько слов нужно сказать относительно статистических методов. Существенным их недостатком считается использование предположений, трудно проверяемых на практике. Безусловно, оптимальность некоторой статистической процедуры при фиксированных предположениях еще не определяет ее оптимальность в любой практической ситуации. Эффективность всякой процедуры (статистической или эвристической) проверяется только опытом. Однако, используя различные разумные предположения, мы получаем набор процедур, который целесообразно проверять и сравнивать между собой в конкретных ситуациях. Результат применения той или иной процедуры одновременно служит проверкой соответствующих предположений, что, в конечном счете, увеличивает наши знания об изучаемых объектах.

Таким образом, статистический подход позволяет, во-первых, изучать классы оптимальных процедур, во-вторых, уточнять модели изучаемых объектов и, в-третьих, глубже понять связь структуры оптимальных критериев

с типом модели объектов. Немаловажным обстоятельством является наличие теоретических методов исследования статистических критериев, в частности оценки их достоверности. Последнее позволяет связать разработку критериев идентификации с методическими и аппаратными вопросами, возникающими в методе сейсмондирования.

§ 1. Определение процедуры идентификации

1. Пусть в области наблюдения задана совокупность сейсмограмм $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_N$. Термин «сейсмограмма» здесь не обязательно означает общепринятую осциллографическую запись сейсмических колебаний. Сейсмограмма может означать и магнитограмму, и оцифрованную запись, и любое аналоговое преобразование входной информации (в частности, суммограмму, коррелограмму и т. п.), а также совокупность таких записей, связанных общностью источников или расстановки приемников. В общем случае сейсмограмма — это набор функций, выражающих сейсмические колебания (или их преобразования) в совокупности объединенных по некоторому признаку наблюдений, который в рассматриваемой процедуре корреляции фигурирует как единое целое*.

Пусть, далее, A — класс полезных волн, среди которых выделено m фиксированных (опорных) волн A_1, A_2, \dots, A_m , используемых в дальнейшем для интерпретации. Каждая волна на сейсмограмме характеризуется некоторым фиксированным набором (вектором) признаков x (см. п. 2 введения). Наличие нескольких вариантов корреляции данной волны A означает, что оценка значений вектора x , характеризующего волну A , на данной сейсмограмме не единственна, и, следовательно, существуют несколько допустимых значений x', x'', \dots этого вектора, которые и отвечают различным вариантам корреляции. При визуальной интерпретации каждой допустимой оценке вектора x сопоставляется некоторая особенность записи (фаза и ось синфазности на осциллограмме, разрастание на суммограмме и т. п.), которые и отождествляются интерпретатором с вариантами корреляции.

Предположим, в результате предварительной обработки сейсмограмм (обнаружение волн) на каждой σ_i задана совокупность векторов

$$x_i^1, \dots, x_i^l, \quad (1.1)$$

где в случае идентифицированного обнаружения каждый вектор x_i^k означает вариант оценки параметров (признаков) одной из волн A_1, A_2, \dots, A_m (и при этом известно какой), а в случае неидентифицированного обнаружения — одной из волн класса A (и при этом не известно какой).

Обозначим через X множество всех векторов $x_i^k: X = \{x_i^k\}$, тогда идентификация волн A_1, \dots, A_m в совокупности наблюдений $\sigma_1, \dots, \sigma_N$ заключается в отнесении каждого элемента множества X к одному из классов A_1, A_2, \dots, A_m либо к пустому классу A^0 . При этом к каждому классу A_j может быть отнесен только один вектор $x_{(i)}^k$ из всякой совокупности векторов (1.1). Выражаясь более кратко, идентификация определяется как такое отображение φ множества X на множество классов $\bar{A} = \{A_1, \dots, A_m, A^0\}$, в котором всякий прообраз $\varphi^{-1}(A_j)$ при $j \leq m$ не содержит элементов $x_{(i)}^k$ с одинаковыми нижними индексами**.

* В частности, при позиционной фазовой корреляции сейсмограммой является отдельная трасса.

** Таким образом, идентификация — это часть корреляции, которая еще содержит процедуру отыскания x_i^k (обнаружения волн).

Данное определение идентификации, конечно, является неполным, поскольку оно определяет большое число допустимых вариантов корреляции (равное числу всех отображений X на \bar{A}), которые все равноценны в смысле этого определения.

Для того чтобы уточнить задачу идентификации, введем понятие правильной оценки параметров волны. Будем предполагать, что в использованной физической модели среды определены (хотя и не известны) точные значения параметров волн. В частности, в случае толстослойной модели имеет смысл говорить о точном значении времени прихода отраженной волны, амплитуде и т. п.

Вариант $x_{(i)}^k$ назовем правильным вариантом оценки параметров волны A_j , если он является ближайшим (обычно в смысле оценки времени прихода) среди всех прочих вариантов к вектору истинных значений этих параметров на данной сейсмограмме σ_j . (В фазовой корреляции правильная оценка определяется соответствующим согласованным экстремумом [8]). Тогда вариант корреляции, определяемый отображением φ , является правильным, если для всех j прообраз $\varphi^{-1}(A_j)$ содержит только правильные варианты оценки параметров волны A_j . Следовательно, задачу идентификации естественно считать определенной, если имеющаяся информация о правильных оценках параметров интерпретируемых волн, а также некоторых других фиксированных волн из A^0 позволяет отыскать правильный вариант корреляции φ либо вариант, достаточно мало отличающийся от φ . Качество корреляции определяется числом неправильных оценок в $\bigcup_{j=1}^m \varphi^{-1}(A_j)$.

Как указывалось выше, идентификация может осуществляться при различной полноте априорной информации. Будем считать, что имеет место задача идентификации с полной информацией, если задано число m и совместное распределение правильных оценок параметров всех интерпретируемых волн.

2. Как было показано выше, идентификация сводится к одновременной классификации множества векторов $x_{(i)}^k$. Каждый вектор $x_{(i)}^k$ может быть: 1) правильной оценкой параметров данной из интерпретируемых волн A_j на i -той сейсмограмме; 2) неправильным (но фиксированным) вариантом оценки параметров A_j на σ_i ; 3) правильным вариантом оценки параметров фиксированной полезной, но не интерпретируемой волны класса A на σ_i ; 4) правильным вариантом оценки параметров фиксированной регулярной волны-помехи, 5) оценкой параметров заранее не заданной волны из некоторого подкласса волн в A ; 6) оценкой параметров одной из заранее не фиксированных волн заданного класса регулярных волн-помех; 7) ложной оценкой, не относящейся ни к одному из перечисленных выше классов.

Указанный набор классов по определению является полным: любая оценка относится к одному из указанных классов.

Класс правильных оценок определялся выше. К фиксированным неправильным вариантам на осциллографической записи относятся: соседняя (и прослеживаемая) фаза слева, соседняя фаза справа, ближайшая волна слева, ближайшая волна справа и т. п. В общем случае вариант корреляции называется фиксированным, если он может быть указан на сейсмограммах эталонной выборки. Примерами класса оценок третьего типа являются: «ближайшая волна слева от волны A_j » или «волна-спутник одной из интерпретируемых волн, спорадически появляющаяся на записи». Примером класса оценок четвертого типа может служить «обменная отраженная волна от фиксированной сейсмической границы», «двухкратная волна от заданных границ» и т. п. В качестве примера класса оценок пятого типа укажем од-

нократные отраженные волны от изолированных отражающих площадок, располагающихся в заданной толще. К шестому типу может относиться, например, класс всех кратных волн небольшой кратности и т. п. Ложные оценки—это прежде всего не правильные оценки из классов 3—6, а такие оценки параметров волн, которые не рассматриваются в данной модели среды.

Классы оценок из 1) —4) отличаются от остальных тем, что к каждому из них может относиться только одна оценка $x_{(i)}^k$. Такие классы будем называть одноэлементными. В каждый из следующих классов может входить любое число оценок $x_{(i)}^k$ (неодноэлементные классы). Поскольку в последующей интерпретации используются только правильные оценки интерпретируемых волн, для нас существенна правильная классификация только для этих оценок. Классификация векторов $x_{(i)}^k$ остальных классов для нас несущественна (она может быть и неверной, но это не скажется на результатах). Поэтому классы оценок из 1) будем называть существенными, а остальные — несущественными. Впрочем, в некоторых случаях важно правильно классифицировать оценки из 3) и 5) для накопления информации о полезных волнах (в случае 3)) и выделения новых полезных волн (в случае 5)). Такие задачи здесь рассматриваться не будут.

В большинстве случаев на множестве оценок x_i^k может быть задана предварительная классификация (например, при идентифицированном обнаружении). Предварительную классификацию определим как задание на множестве классифицируемых оценок семейства n подмножеств (соответственно числу классов), которые могут пересекаться между собой и содержать любое число объектов.

Заметим в заключение, что среди одноэлементных несущественных классов могут быть такие (например, стандартные варианты оценки параметров полезных волн), классификация которых вполне определяется классификацией существенных классов. Такие классы будем называть подчиненными.

3. Если совместное распределение оценок всех одноэлементных классов известно, то оптимальную процедуру идентификации, минимизирующую вероятность ошибок, можно найти методами, развитыми в [12]. Этот подход, рассматриваемый в § 4, приводит к довольно сложным алгоритмам.

Как уже указывалось во введении, более простую процедуру идентификации можно получить, если взять за основу схему корреляции, используемую интерпретатором. При этом получающиеся критерии могут быть использованы и при не машинной корреляции.

Мы будем исходить из того, что в процессе обработки сейсмограммы интерпретатор последовательно рассматривает различные варианты идентификации прослеживаемой волны, проверяя гипотезу правильности каждого варианта в сопоставлении с альтернативными гипотезами о том, что рассматриваемый вариант отвечает прослеживанию другой фазы этой волны или другой волне. Для проверки таких гипотез и используются программы распознавания. Более точно используемые предположения формулируются следующим образом:

(1) Для заданной совокупности повсеместно прослеживаемых волн A , B и т. д. указаны всевозможные фиксированные варианты их корреляции, при этом возможность принятия нефиксированного варианта исключена.

(2) На каждой сейсмограмме, предъявляемой для корреляции, заданы допустимые оценки (варианты) x' , x'' , ... вектора x , определяющего параметры волны A_i ($i = 1, \dots, m$).

(3) При опознавании каждой из прослеживаемых волн интерпретатор рассматривает различные варианты корреляции волны и для каждого из вариантов проверяет гипотезу его правильности, сравнивая ее с одной из

альтернативных гипотез (например, данный вариант отвечает выбору предыдущей фазы и т. п.). Рассматривая последовательно все варианты корреляции, интерпретатор останавливается на том варианте, для которого гипотеза правильности предпочтительнее любой из альтернатив.

Таким образом, интерпретатор имеет в своем распоряжении набор критериев (решающих функций) $\delta_{A_i^0|A_i^j}$ (где A_i^0 — правильный вариант, а A_i^j — j -тый фиксированный вариант волны A_i), каждый из которых, будучи применимым к некоторому варианту x' , делает выбор между решением о предпочтительности отнесения x' к основному варианту A_i^0 и альтернативным решением $x' \in A_i^j$. Определим решающую функцию $\delta_{A_i^0|A_i^j}$ так, что $\delta_{A_i^0|A_i^j}(x') = 0$ или 1 в зависимости от того, какая гипотеза ($x' \in A_i^0$ или $x' \notin A_i^j$) предпочтительна, и введем решающую функцию

$$\delta_{A_i}(x') = \sum_{j=1}^m \delta_{A_i^0|A_i^j}(x'). \quad (1.2)$$

Тогда предположение (3) получит следующую формулировку:

Решение $x' \in A_i^0$ принимается в том случае, если

$$\delta_{A_i}(x') = 0$$

и для всех x'', x''' и т. д. $\delta_{A_i} > 0$. Если такого варианта x' нет, то корреляция считается неопределенной.

(4) Интерпретатор последовательно переходит от одной сейсмограммы к другой и от идентификации вариантов одной волны к вариантам другой волны, используя каждый раз признаки, связывающие идентифицируемую волну с уже опознанными волнами на данной и предыдущей сейсмограммах.

Условие априорной информации формулируется следующим образом:

(5) Имеется N эталонных сейсмограмм (где N много больше размерности вектора x), на каждой из которых заданы варианты A_i^j и соответствующее значение вектора x .

Таким образом, в данных предположениях задача сводится к построению набора дихотомических программ распознавания $\delta_{A_i^0|A_i^j}$, осуществляющих классификацию вариантов на два класса A_i^0 и A_i^j . В дальнейшем эти критерии обозначаются просто $\delta_{0/j}$.

§ 2. Статистические методы распознавания образов

Общие методы

1. В этом параграфе дается обзор методов статистической классификации наблюдений, которые могут быть использованы при последовательной идентификации волн.

Пусть исследуемые объекты, каждый из которых характеризуется p -мерным вектором x , принимающим значение из векторного пространства R , разделяются на два класса (варианта) A_0 и A_1 , при этом в классе A_j вектор x имеет плотность вероятности $p_j(x)$ ($j = 0$ или 1). Всякое правило классификации объектов на классы A_0 и A_1 разделяет пространство R на две части R_1 и R_0 , относя объект к классу A_0 , если $x \in R_0$, и к классу A_1 , если $x \in R_1$.

Пусть q_0 и q_1 — априорные вероятности нулевой и первой гипотез соответственно, а $C(0/1)$ и $C(1/0)$ — цены ошибок классификации, заключающихся в принятии гипотезы A_0 , когда справедлива гипотеза A_1 (в первом случае), и в принятии гипотезы A_1 , когда справедлива A_0 (во втором случае). Тогда [16], наилучшее правило $\delta_{0/1}$, минимизирующее математическое ожидание потерь от ошибок классификации, определяется неравенством

$$R_0: \frac{p_0(x)}{p_1(x)} \geq z, \quad (2.1)$$

где

$$z = \frac{q_1 C(0/1)}{q_0 C(1/0)}.$$

Левая часть в (2.1) носит название отношения правдоподобия.

Поскольку на сейсмограмме рассматриваются все варианты корреляции прослеживаемой волны и поскольку, кроме признаков x , для выбора правильного варианта никакие другие соображения в расчет не принимаются, естественно положить равными все априорные вероятности q_j (в частности, $q_0 = q_1$). Кроме того, все ошибки корреляции будем считать равноценными, тогда $z = 1$, что и предполагается нами в дальнейшем. Заметим, что это значение z обеспечивает минимизацию вероятностей ошибок обоого рода (при условии равенства этих ошибок).

Если значение решающей функции $\delta_{0/j}$ определить так, как это было сделано в § 1, то согласно формуле (1.2)

$$\delta_{0/j}(x) = \sigma [p_j(x) - p_0(x)], \quad (2.2)$$

где $\sigma(u)$ — единичная функция (ступенька).

В дихотомическую процедуру можно ввести неопределенное решение, если

$$z_1 > \frac{p_0(x)}{p_1(x)} > z_2. \quad (2.3)$$

В этом случае $x \in R_0$, если $p_0(x)/p_1(x) \geq z_1$, и $x \in R_1$, если $p_0(x)/p_1(x) \leq z_2$.

Пороги z_1 и z_2 здесь могут быть выбраны исходя из заданных вероятностей ошибок классификации обоого рода. При неопределенном решении функции $\delta_{0/1}$ естественно приписывать значение $1/2$.

2. Предположим теперь, что классифицируемый объект может быть отнесен к одному из $m + 1 \geq 2$ классов A_0, A_1, \dots, A_m . Учитывая принятые в п. 1 предположения о равенстве цен ошибок и априорных вероятностей, получим согласно теории статистических решений (см., например, формулу (4.1)) следующее правило для данной многоальтернативной ситуации:

$$R_0: p_0(x) > p_j(x), \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (2.4)$$

Отсюда следует, что оптимальный критерий δ_A может быть записан в виде

$$\delta_A(x) = \sum_{j=1}^m \sigma [p_j(x) - p_0(x)]. \quad (2.5)$$

Сопоставив полученную формулу (2.5) с формулой (2.2), видим, что оптимальный многоальтернативный критерий δ_A выражается через дихотомические критерии с помощью разложения (1.2). В силу этого в дальнейшем рассматриваются только двухальтернативные ситуации.

Независимость. Потенциальные функции

1. Первое предположение, которое мы рассмотрим, это предположение независимости. Пусть компоненты вектора x между собой независимы. Тогда

$$p_j(x) = w_1^j(x_1) w_2^j(x_2) \dots w_p^j(x_p), \quad j = 0, 1, \quad (2.6)$$

где $\omega_i^j(x_i)$ — плотность вероятности признака x_i , если объект относится к классу A_j . В этом случае неравенство (2.1) при $z = 1$ переписывается в виде

$$R_0: \prod_{i=1}^p \omega_i^0(x_i) > \prod_{i=1}^p \omega_i^1(x_i) \quad (2.7)$$

Этот способ в сейсмологии применялся В. Ф. Писаренко [19], который наряду с (2.7) использовал эквивалентное правило

$$R_0: \frac{\prod_i P(A_0/x_i)}{\prod_i P(A_0/x_i) + \prod_i P(A_1/x_i)} \geq k, \quad (2.8)$$

где при $q_0 = q_1$

$$P(A_j/x_i) = \frac{\omega_i^j(x_i)}{\omega_i^0(x_i) + \omega_i^1(x_i)}. \quad (2.9)$$

Левая часть в неравенстве (2.8) совпадает с апостериорной вероятностью гипотезы A_0 . Критерий (2.8) легко обобщается на случай большого числа классов. Тогда в знаменателе левой части (2.8) стоит

$$\sum_{j=0}^m \prod_i P(A_j/x_i),$$

а в знаменателе правой части (2.9) $\sum_{j=1}^m \omega_i^j(x_i)$, что, в свою очередь, позволяет сравнивать различные варианты оценки вектора x на сейсмограмме: вариант x' считается правильным, если вычисленная по x' апостериорная вероятность гипотезы A_0 максимальна (среди всех других вариантов).

Чтобы эти правила реализовать на практике, нужно по эталонной выборке сейсмограмм найти оценку плотности вероятности ω_i^j для каждого признака x_i в каждом классе (варианте корреляции) A_j . В качестве состоятельной оценки ω_i^j может быть использована следующая. Пусть $x_{i_1}^j, x_{i_2}^j, \dots, x_{i_n}^j$ — измеренные значения признака x_i в эталонной выборке (для фиксированного класса A_j). Тогда состоятельной (при $N \rightarrow \infty, h \rightarrow 0$) оценкой $\omega_{i_1}^j$ является [18]

$$\hat{\omega}_{i_1}^j(x_i) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{1}{h} \varphi\left(\frac{x_i - x_{i_n}^j}{h}\right), \quad (2.10)$$

где $\varphi(u)$ — некоторая плотность вероятности (обладающая необходимыми свойствами гладкости), а h — некоторый параметр. Частный случай этой оценки

$$\hat{\omega}_{i_1}^j(x_i) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot h} e^{-\frac{(x_i - x_{i_n}^j)^2}{2h^2}} \quad (2.11)$$

недавно исследовался В. Ф. Писаренко, который показал, что она состоятельна при любом конечном h . Наилучшая сходимость имеет место при $h^2 \approx 0,4 s_i^j$, где s_i^j — дисперсия эмпирического распределения.

При оценке плотностей вероятности можно воспользоваться гистограммами, которые обязательно должны быть сглажены. Если гистограммы по форме напоминают некоторый теоретический закон распределения (нормальный, экспоненциальный и т. п.), зависящий от небольшого числа пара-

метров, то для сглаживания гистограммы можно воспользоваться этим законом, отыскав по выборке оценки соответствующих параметров. В [19] также рассматривается сглаживание гистограмм с помощью доверительных интервалов, там же обсуждается вопрос о влиянии зависимости между компонентами x на качество распознавания данным методом.

2. Решающую процедуру, изложенную в п. 1, можно распространить на случай парной зависимости. Здесь имеется в виду такая ситуация, когда среди всех p признаков существует пара зависимых признаков, не зависящая от остальных. Пусть x_1 и x_2 образуют такую пару. Тогда, используя известные формулы теории вероятностей, получим:

$$p_j(x) = \omega_{1/2}^j(x_1/x_2) \omega_2^j(x_2) \dots \omega_p^j(x_p), \quad (2.12)$$

где $\omega_{1/2}^j(x_1/x_2)$ — условная плотность вероятности признака x_1 при фиксированном значении признака x_2 . Условные плотности $\omega_{1/2}^j(x_1/x_2)$ при различных значениях x_2 можно отыскать, если по эталонной выборке определена двумерная гистограмма (поле частот) признаков x_1 и x_2 . (Тогда для каждого интервала значений x_2 нужно строить свою гистограмму значений x_1). Если x_1 и x_2 имеют распределение, близкое к нормальному, то $\omega_{1/2}^j$ следует определить с помощью регрессии x_1 и x_2 :

$$\omega_{1/2}^j(x_1/x_2) = n [x_1; \bar{x}_i^j + b_{1/2}^j(x_2 - \bar{x}_2^j), s_i^j(1 - r_j^2)], \quad (2.13)$$

где символ $n [x; \mu, \sigma^2]$ означает плотность нормального распределения с математическим ожиданием μ и дисперсией σ^2 ; \bar{x}_i^j — средняя i -того признака для j -того класса; b_j — коэффициент регрессии первого признака на второй в j -том классе; r_j — коэффициент корреляции между обоими признаками (также в j -том классе) и s_i^j — дисперсия первого признака.

Аналогично можно поступить, когда таких пар имеется несколько.

3. Формула для оценки плотности вероятности (2.10) обобщается и на многомерный случай, если положить

$$\hat{p}_j(x) = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N \frac{1}{(2\pi)^{\frac{p}{2}} \alpha^p \prod_i (s_i^j)^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\sum_{i=1}^p \frac{(x_i - x_{in}^j)^2}{2\alpha^2 s_i^j} \right\}, \quad (2.14)$$

α — коэффициент порядка 0,7 (α увеличивается с уменьшением N). Подобные оценки исследовались в [26].

Используя оценку (2.14), можно найти оценку для отношения правдоподобия в (2.1), а следовательно, и оценку для оптимального правила классификации:

$$R_0 : \frac{N_1}{N_0} \prod_{i=1}^p \sqrt{\frac{\sum_{h=1}^{N_0} \exp \left\{ -\frac{1}{2\alpha^2} \sum_{i=1}^p \frac{(x_1 - x_{in}^0)^2}{s_i^0} \right\}}{\sum_{h=1}^{N_1} \exp \left\{ -\frac{1}{2\alpha^2} \sum_{i=1}^p \frac{(x_i - x_{in}^1)^2}{s_i^1} \right\}}} \geq 1 \quad (2.15)$$

(здесь учитывается, что число N может быть различным для разных вариантов).

Нетрудно видеть, что (2.15) является частной реализацией метода потенциальных функций, известного в эвристической теории распознавания образов [2]. Поскольку в этом методе не делается никаких предположений о виде функции распределений (кроме некоторых естественных условий гладкости), его устойчивость можно гарантировать только при очень больших (сравнительно с p) объемах выборок N_0 и N_1 .

Методы, основанные на нормальном распределении

1. В этом и следующем пунктах будем иметь дело с нормальным распределением вектора x . Плотность вероятности p -мерного нормального распределения имеет, как известно, вид

$$n(x; \mu, \Gamma) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\Gamma|^{1/2}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \sum_i \sum_k Q_{ik} (x_i - \mu_i) (x_k - \mu_k)} \quad (2.16)$$

где Q_{ik} — элементы матрицы, обратной матрице ковариаций:

$$\Gamma = \|\gamma_{ik}\|, \quad \gamma_{ik} = M(x_i - \mu_i)(x_k - \mu_k),$$

μ — вектор-столбец математических ожиданий с компонентами $\mu_i = Mx_i$, $|\Gamma|$ — определитель матрицы Γ .

Пусть в каждом классе A_j вектор x имеет нормальное распределение с одинаковыми (для всех j) ковариационными матрицами и с разными математическими ожиданиями:

$$p_j(x) = n(x; \mu^j, \Gamma). \quad (2.17)$$

Подставляя (2.17) в (2.1) и учитывая выражение (2.16), найдем формулу соответствующей оптимальной классификации

$$R_0: \exp \left\{ \sum_{i,k} Q_{ik} x_k (\mu_i^0 - \mu_i^1) - \frac{1}{2} \sum_{i,k} Q_{ik} (\mu_i^0 + \mu_i^1) (\mu_i^0 - \mu_i^1) \right\} > 1. \quad (2.18)$$

Переходя к логарифмам, получим правило линейной дискриминантной функции

$$R_0: d_1 x_1 + d_2 x_2 + \dots + d_p x_p - L > 0, \quad (2.19)$$

где

$$d_k = \sum_i Q_{ik} (\mu_i^0 - \mu_i^1),$$

$$L = \frac{1}{2} \sum_{i,k} Q_{ik} (\mu_i^0 - \mu_i^1) (\mu_i^0 + \mu_i^1).$$

Левую часть в (2.19) будем обозначать $u_{0/1}(x)$. В матричной форме

$$u_{0/1}(x) = x^T \Gamma^{-1} (\mu^0 - \mu^1) - \frac{1}{2} (\mu^0 + \mu^1)^T \Gamma^{-1} (\mu^0 - \mu^1)^*. \quad (2.19')$$

Если вектор x можно разбить на q независимых подвекторов $x_1, \dots, x_{(q)}$, то

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \Gamma_{(1)} & & \\ & \ddots & \\ & & \Gamma_{(q)} \end{pmatrix} \text{ и } \Gamma^{-1} = \begin{pmatrix} \Gamma_{(1)}^{-1} & & \\ & \ddots & \\ & & \Gamma_{(q)}^{-1} \end{pmatrix}$$

Следовательно,

$$u_{0/1}(x) = u_{0/1}^{(1)}(x_1) + \dots + u_{0/1}^{(q)}(x_q), \quad (2.19'')$$

* T — знак транспонирования.

где $u_{0/1}^{(1)}(x_1)$ выразится формулой (2.19') при замене x на x_1 , Γ на Γ_1 и т. д.

Решающее правило $\delta_{0/1}$ теперь запишется так:

$$\delta_{0/1}(x) = \sigma[-u_{1/0}(x)]. \quad (2.20)$$

Уравнение $u_{0/1}(x) = 0$ определяет гиперплоскость в пространстве R , которая и разделяет последнее на две части R_0 и R_1 , соответствующие классам A_0 и A_1 . Ясно, что дихотомия с помощью гиперплоскости эффективна только при сравнительно простой структуре образов, что, в частности, и имеет место при нормальном распределении, в котором каждый образ представляется эллипсоидом. Ориентация и размеры последнего определяются матрицей Γ . Использование правила (2.19) в случае ненормальных распределений эквивалентно аппроксимации последних гауссовским распределением с точностью до вторых моментов включительно. В случае распределений, сильно отличающихся от нормальных, разделяющая поверхность, естественно, должна быть нелинейной.

Вероятность ошибки классификации (в том случае, когда матрица Γ и векторы μ^0 и μ^1 известны точно) выражается формулой [1]

$$\alpha = \Phi\left(-\frac{D}{2}\right), \quad (2.21)$$

где D — обобщенное расстояние Махолобиса, определяемое формулой

$$D^2 = (\mu^0 - \mu^1)^T \Gamma^{-1} \cdot (\mu^0 - \mu^1), \quad (2.22)$$

$\Phi(u)$ — функция нормального распределения:

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-t^2/2} dt. \quad (2.23)$$

Из формулы (2.21) видно, что величина D^2 однозначно определяет качество распознавания.

2. Учитывая формулы (1.2) и (2.20), получим, что при наличии нескольких вариантов x' оценки вектора x для каждого из них определяется значение

$$\delta_A = \sum_{j=1}^m \sigma[-u_{0/j}(x')]. \quad (2.24)$$

При этом в соответствии с правилом (4) § 1 решение $x' \in A_0$ принимается в том и только в том случае, когда $\delta_A(x') = 0$, и ни для какого другого варианта это равенство не имеет места.

Достоверность распознавания по этому правилу подсчитывается сложнее, чем достоверность по каждому дихотомическому правилу $\delta_{0/j}(x')$. Найдем, в частности, вероятность того, что $\delta_A(x') \neq 0$, когда $x' \in A_0$. Обозначим через D_{jk}^2 обобщенное расстояние для дискриминантной функции $u_{0/j}(x)$ и, кроме того, введем

$$D_{jk}^2 = (\mu^0 - \mu^j)^T \Gamma^{-1} (\mu^0 - \mu^k). \quad (2.25)$$

Тогда (см. [1], стр. 205) совокупность величин $u_{0/j}(x')$ ($j = 1, 2, \dots, m$) образует m -мерное нормальное распределение $n(u; s, T)$ с математическим ожиданием

$$S = \left(\frac{D_1^2}{2}, \frac{D_2^2}{2}, \dots, \frac{D_m^2}{2} \right)$$

и ковариационной матрицей

$$T = \|D_{jk}^2\|$$

где $D_{jj} = D_j$. Отсюда вероятность $\delta_A(x') = 0$ (при условии $x' \in A_0$) равна

$$\beta = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty n(u; S, T) du_1 \dots du_m, \quad (2.26)$$

а искомая вероятность ошибки

$$\alpha = 1 - \beta. \quad (2.27)$$

При $m > 2$ эта вероятность может быть рассчитана методом Монте-Карло на ЭЦВМ. При $m = 2$ можно воспользоваться таблицами двумерного нормального распределения. В этом случае

$$\alpha = 1 - \frac{1}{2\pi\sqrt{1-r^2}} \int_{-\frac{D_1}{2}}^{\frac{D_1}{2}} \int_{-\frac{D_2}{2}}^{\frac{D_2}{2}} e^{-\frac{1}{2(1-r^2)}(x^2 - 2rxy + y^2)} dx dy, \quad (2.28)$$

где

$$r = \frac{D_{12}^2}{D_1 D_2}.$$

Двойной интеграл может быть вычислен с помощью ряда [1], откуда

$$\alpha = 1 - \Phi\left(\frac{D_1}{2}\right)\Phi\left(-\frac{D_2}{2}\right) - \sum \frac{\varphi^{(n)}\left(\frac{D_1}{2}\right)\varphi^{(n)}\left(\frac{D_2}{2}\right)}{(n+1)!} \quad (2.29)$$

где $\varphi^{(n)}(x)$ — n -ая производная плотности нормального распределения ($\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) dt$, $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$). Имеются таблицы $\varphi^{(n)}(x)$ до $n = 5$ включительно [3].

При малых r (и больших D_i) можно воспользоваться следующим грубым приближением:

$$\alpha \approx 1 - \Phi\left(\frac{D_1}{2}\right)\Phi\left(-\frac{D_2}{2}\right) - \frac{r}{2\pi} e^{-\frac{D_1^2 + D_2^2}{8}}. \quad (2.30)$$

Заметим, что неравенство $\delta_A(x') \neq 0$ при $x' \in A_0$ еще не означает ошибки идентификации, так как надо дополнительно потребовать, чтобы $\delta_A(x') = 0$ для некоторого другого варианта $x'' \in A_j$ ($j \neq 0$). Поэтому полученное значение α является оценкой сверху для вероятности ошибок.

Метод дискриминантной функции легко распространяется на случай, когда допускается возможность неопределенного решения. В этом случае область R_0 определяется неравенством

$$R_0: u_{0/1}(x) > u_0, \quad (2.31)$$

а область R_1 — неравенством

$$R_1: u_{0/1}(x) < u_1. \quad (2.32)$$

Найдем пороги u_0 и u_1 из условия, что вероятность ошибок первого и второго рода не превышает заданной величины α . Известно [1], что, когда x принадлежит классу A_0 , случайная величина $u_{0/1}(x)$ имеет распределение $n(u; D^2/2, D^2)$, а в классе A_1 — $n(u; -D^2/2, D^2)$. Отсюда вероятность ошибки первого рода, равная вероятности того, что $u > u_0$, когда объект относится к классу A_1 , равна $\Phi\left(\frac{u_0 - D^2/2}{D}\right)$; аналогично вероятность ошибки второго рода равна $\Phi\left(\frac{u_1 - D^2/2}{D}\right)$.

Приравнивая обе величины значению α , найдем значение u_0 и u_1 :

$$u_0 = u_\alpha D - \frac{D^2}{2}, \quad u_1 = \frac{D^2}{2} - u_\alpha D, \quad (2.33)$$

где u_α — решение уравнения $\Phi(-u) = \alpha$. В частности, если $\alpha = 0,01$, то $u_\alpha = 2,33$.

Ясно, что при $D = 2u_\alpha$ уже правило (2.19) обеспечивает заданную вероятность α , и необходимость принятия неопределенного решения снимается.

3. На практике векторы μ^j и матрица Γ точно неизвестны и оцениваются по эталонным выборкам. Пусть x_{in}^j — n -ое значение i -того признака в j -том классе. Тогда оценкой для μ_i^j является среднее арифметическое

$$\bar{x}_i^j = \frac{1}{N_j} \sum_{n=1}^{N_j} x_{in}^j. \quad (2.34)$$

Оценка для γ_{ik} определяется следующим образом. Вначале вычисляются

$$s_{ik}^j = \frac{1}{N_j - 1} \sum_{n=1}^{N_j} (x_{in}^j - \bar{x}_i^j)(x_{kn}^j - \bar{x}_k^j), \quad (2.35)$$

после чего оценкой γ_{ik} служит

$$s_{ik} = \frac{N_0 - 1}{N_0 + N_1 - 2} s_{ik}^{(0)} + \frac{N_1 - 1}{N_0 + N_1 - 2} s_{ik}^{(1)}. \quad (2.36)$$

Если рассматриваются не два, а $m + 1 > 2$ вариантов, то вместо (2.36) используется более общая формула

$$s_{ik} = \sum_{j=0}^m \frac{N_j - 1}{\sum N_j - (m + 1)} s_{ik}^j. \quad (2.37)$$

Определив \bar{x}_i^j и s_{ik} , заменяем ими неизвестные значения μ_i^j и γ_{ik} , после чего получим оценки d_i , L и D^2 . При отсутствии ЭЦВМ коэффициенты d_i могут быть найдены как решение системы p линейных уравнений:

$$d_1 s_{i1} + d_2 s_{i2} + \dots + d_p s_{ip} = \bar{x}_i^0 - \bar{x}_i^1, \quad i = 1, 2, \dots, p,$$

Необходимо иметь в виду, что при замене μ_i^j и γ_{ik} их оценками правило (2.19) является только приближенно оптимальным (исключая случаи очень больших N_0 и N_1 , когда оно практически оптимально, и случаи очень малых ($< p$) N_0 и N_1 , когда оно вообще не определено). Вместо с тем дискриминантная функция, определенная по эталонным выборкам, применима не только к нормальным распределениям. Это вытекает из следующей ее интерпретации, данной еще Фишером: она определяет гиперплоскость в R , которая имеет наибольшее расстояние до центров обеих выборок при наименьшей сумме квадратов расстояний до всех точек эталонных выборок.

При использовании оценок становится неточной формула (2.21), выражающая вероятность ошибок классификации. Воспользовавшись результатами Окамото Мазачи [27], можно получить, что с точностью до $1/N^2$ (при $N_0 = N_1 = N$) вероятность ошибки классификации равна

$$\alpha = \Phi\left(-\frac{D}{2}\right) + \frac{1}{2ND} \left[p \left(1 + \frac{D^2}{4}\right) - 1 \right] \phi\left(-\frac{D}{2}\right), \quad (2.38)$$

где $\phi(u)$ — плотность нормального распределения $n(u; 0, 1)$.

При очень неравных N_0 и N_1 вместо линейной дискриминантной функции целесообразно использовать правило отношения правдоподобия [1]

$$R_0 : \lambda(x) = \frac{1 + \frac{N_1}{N_1 + 1} \sum_{i, k} C_{ik} (x_i - \bar{x}_i^1)(x_k - \bar{x}_k^1)}{1 + \frac{N_0}{N_0 + 1} \sum_{i, k} C_{ik} (x_i - \bar{x}_i^0)(x_k - \bar{x}_k^0)} \quad (2.39)$$

где

$$C_{ik} = (N_0 - 1) S_{ik}^{(0)} + (N_1 - 1) S_{ik}^{(1)}$$

При $N_0 = N_1$ процедуры (2.19) и (2.39) эквивалентны.

Метод линейной дискриминантной функции, развитый Р. А. Фишером, Р. С. Рао и Т. Андерсоном, получил широкое практическое применение. В отечественной геологической литературе первый пример его использования был дан С. В. Гольдиным и В. А. Кутолиным [13].

4. Если распределения $p_0(x)$ и $p_1(x)$ сильно отличаются по своим свойствам, то использование предположения о равенстве ковариационных матриц может сильно загрузить классификационную процедуру. Нелинейная решающая процедура при неравных матрицах Γ_0 и Γ_1 вытекает непосредственно из (2.1). Подставляя в (2.1) $p_0(x) = n(x; \mu^0, \Gamma_0)$ и $p_2(x) = n(x; \mu^1, \Gamma_1)$, получим после преобразований правило

$$R_0 : \omega(x) = \sum_{i, k} Q_{ik}^1 (x_i - \mu_i^1)(x_k - \mu_k^1) - \sum_{ik} Q_{ik}^0 (x_i - \mu_i^0)(x_k - \mu_k^0) - \ln \frac{|\Gamma_0|}{|\Gamma_1|} > 0. \quad (2.40)$$

Для отыскания матриц $\|Q_{ik}^0\|$ и $\|Q_{ik}^1\|$ по эталонным выборкам необходимо обратить матрицы $S_0 = \|s_{ik}^0\|$ и $S_1 = \|s_{ik}^1\|$, определяемые формулой (2.35). Таким образом, здесь оценивается почти вдвое большее число неизвестных параметров, чем при определении коэффициентов линейной дискриминантной функции, вследствие чего при небольших N_0 и N_1 правило (2.40) оказывается менее устойчивым.

Андерсоном и Бахадуром были получены наилучшие в классе линейных правил классификации при неравных Γ_0 и Γ_1 [23]. Соответствующая дискриминантная функция определяется так же, как и (2.19), с той разницей, что вместо формулы (2.36) при определении s_{ik} используется формула

$$s_{ik} = y s_{ik}^0 + (1 - y) s_{ik}^1, \quad (2.41)$$

где y есть решение следующего уравнения, записанного в матричном виде:

$$\begin{aligned} & \left[y s_0^{-1} + (1 - y) s_1^{-1} (\mu^0 - \mu^1) \right]^T \left[y^2 s_0 - (1 - y)^2 s_1 \right], \\ & \left[(y s_0^{-1} + (1 - y) s_1^{-1} (\mu^0 - \mu^1)) \right] = 0. \end{aligned} \quad (2.42)$$

Это правило применялось в работах В. А. Кутолина и его соавторов.

Если образы классов A_0 и A_1 в R имеют очень сложную форму (в частности, невыпуклы), то нелинейные процедуры, рассмотренные в предыдущем пункте, не обеспечивают хорошего качества распознавания. В [14] показано, что метод дискриминантных функций может быть использован для построения более сложных нелинейных границ между R_0 и R_1 .

§ 3. Некоторые методические вопросы, связанные с применением дискриминантной функции

Выбор информативных признаков

1. В работе [11] показано, что при ограниченном объеме эталонной выборки N использование большого числа классификационных признаков p может снизить достоверность распознавания. Кроме того, использование большого числа признаков сильно усложняет и процедуру идентификации в техническом отношении. Все это обуславливает необходимость отбора наиболее информативных признаков.

Информативность каждого отдельного признака x_i в линейной дискриминантной функции складывается из его собственных делящих свойств, определяемых величиной

$$D_i = \frac{|\mu_i^0 - \mu_i^1|}{\sigma_i}$$

и характером зависимости отдельных признаков. Корреляция признака с остальными может быть как полезной, так и мешающей. Для простоты поясним это на примере совокупности из двух признаков x_1 и x_2 . Применяя формулу (2.22) к $p = 2$, получим

$$D^2 = \frac{1}{1-r^2} \left[\frac{(\mu_1^0 - \mu_1^1)^2}{\sigma_1^2} - 2r \frac{(\mu_1^0 - \mu_1^1)(\mu_2^0 - \mu_2^1)}{\sigma_1 - \sigma_2} + \frac{x_2^0 - \mu_2^1}{\sigma_2^2} \right] \quad (3.1)$$

где r — коэффициент корреляции между x_1 и x_2 . Из формулы видно, что корреляция между x_1 и x_2 всегда полезна, если

$$r(\mu_1^0 - \mu_1^1)(\mu_2^0 - \mu_2^1) < 0. \quad (3.2)$$

Следуя Кохрену [24], эту корреляцию будем называть отрицательной.

Обозначая $D_2 = q \cdot D_1 (1 \geq q \geq 0)$, получим

$$D^2 = \frac{1}{1-\rho^2} (1 - 2\rho q + q^2) D_1^2, \quad (3.3)$$

где ρ имеет тот же модуль, что и r , а знак совпадает со знаком левой части (3.2).

Если бы зависимости между x_1 и x_2 не было, то мы получили бы $D^2 = (1+q)^2 D_1^2$. Сравнивая эту величину с (3.3), получим следующие выводы:

- 1) отрицательная корреляция ($\rho < 0$) всегда полезна;
- 2) если признак x_2 не делящий ($D_2 = 0$), то корреляция полезна при любом знаке ρ , так как в этом случае $D^2 = D_1^2 / (1 - \rho^2) > D_1^2$;
- 3) положительная корреляция полезна только при достаточно больших ρ :

$$\rho > \frac{2q}{1+q^2}$$

4) если $\rho = q$, то $D^2 = D_1^2$, и, таким образом, прибавление признака x_2 вообще ничего не дает.

Полученные выводы показывают, что никакой признак не имеет абсолютной характеристики информативности, не зависящей от той совокупности признаков, с которыми он используется. Один и тот же признак может

быть высокоинформативным в одной совокупности и малоинформативным — в другой. Так, в случае 4) признак x_2 может сравнительно немного уступить признаку x_1 по делящим свойствам (если его рассматривать отдельно), но в совокупности с x_1 он не вносит никакой дополнительной информации.

Приведенные выше рассуждения показывают, что наиболее надежным показателем информативности признака x_i в данной совокупности признаков является соответствующее приращение обобщенного расстояния или, что все равно, квадрата обобщенного расстояния, которое обозначим через δ_i^2 . Если признак x_i не зависит от остальных, то $\delta_i = D_i$. К этому же выводу пришли Вейнер и Дунн [8] на основе экспериментального изучения ошибок классификации при отбрасывании признаков: 1) случайным отбором, 2) по величине D_i^2 , 3) по значениям соответствующих коэффициентов дискриминантной функции и 4) по δ_i^2 .

Величина δ_i^2 дает исчерпывающую характеристику только в том случае, если ставится задача перехода от p признаков к $p - 1$. Если необходимо отыскать информативную комбинацию из меньшего числа признаков, то δ_i служит только вспомогательным критерием, поскольку оно не определяет информативности признака x_i относительно искомой комбинации признаков. Приведем следующий пример. Пусть в совокупности $p > 2$ признаков имеется пара линейнонезависимых признаков x_1 и x_2 . В этом случае для этих двух признаков $\rho = q = 1$ и, следовательно, каждый из них неинформативен относительно другого. Отсюда $\delta_1 = \delta_2 = 0$. Но это не значит, что при отыскании наиболее информативной совокупности из $p - 2$ признаков оба признака x_1 и x_2 могут быть отброшены, так как каждый из них (в отсутствие другого) может обладать значительными делящими свойствами и, следовательно, один из них должен быть оставлен.

Наиболее точно вопрос отбора информативной комбинации решается путем вычисления обобщенного расстояния для всех возможных комбинаций, однако при $p > 6$ этот метод практически не пригоден (требуется перебрать 2^p комбинаций). Можно указать следующую эвристическую процедуру. Для заданной совокупности p признаков определяются $\delta_1^{(p)}, \delta_2^{(p)}, \dots, \delta_p^{(p)}$, после чего отбрасывается признак с наименьшей величиной $\delta_i^{(p)}$. После этого определяются величины $\delta_1^{(p-1)}, \delta_2^{(p-1)}, \dots, \delta_{p-1}^{(p-1)}$ для полученной совокупности $p - 1$ признаков и т. д. При $p > 10$ этот метод оказывается громоздким (здесь требуется перебрать $\frac{p(p+1)}{2}$ комбинаций), и на практике приходится использовать величины δ_i и D_i для составления ограниченного числа разумных комбинаций.

Необходимо иметь в виду, что в нашем распоряжении имеются только оценки для величин D, D_j и т. д., а не их точные значения. В частности, даже для неделящих признаков оценки D_i всегда будут получаться отличными от нуля. Поэтому целесообразно производить предварительный отсев признаков, отбрасывая малоделящие и независимые. Для проверки значимого отличия D_i от нуля естественно применить критерий Стьюдента (напомним, что соотношение Стьюдента связано с оценкой D_i простой формулой

$$t = \sqrt{\frac{N_0 \cdot N_1}{N_0 + N_1} \cdot \hat{D}_i},$$

а для проверки зависимости — обычную проверку коэффициентов корреляции либо V -критерий для проверки зависимости между двумя множествами случайных величин ([1], стр. 329).

Зависимость достоверности распознавания от расстояния до эталонной выборки

1. Представительность эталонной выборки сейсмограмм по отношению к фиксированной сейсмограмме, предъявленной для идентификации волн, зависит не только от объема эталонной выборки, но и от ее расположения, точнее, удаленности от предъявленной сейсмограммы. Действительно, в силу изменения свойств сейсмических волн в региональном плане дискриминантная функция при удалении от района обучения должна, как правило, терять свои оптимальные свойства.

Для того чтобы изучить эти вопросы, необходимо в статистическую модель вектора x включить характер его изменения по площади. С этой целью естественно считать, что в каждом классе A_j ($j = 0$ или 1) вектор x является p -мерным случайным полем $x(M)$, заданным в области наблюдения G .

Здесь будем рассматривать только самый простой случай, когда $p = 1$, а G — прямолинейный профиль (последнее ограничение несущественно и легко может быть снято). В этих предположениях x^j является одномерной случайной функцией $x^j(l)$, где l — координата, указывающая на расположение сейсмограммы на этом профиле. Предположим, что

$$x^j(l) = \mu^j + \xi^j(l), \quad (3.4)$$

где μ^j — математическое ожидание $x^j(l)$, не зависящее от l , а $\xi^j(l)$ — стационарный случайный процесс с нулевой средней и корреляционной функцией $K(s)$, не зависящей от j . Процессы ξ^0 и ξ^1 предполагаются стационарно связанными с взаимно корреляционной функцией $R(S)$.

В этих предположениях согласно (2.18) истинная дискриминантная функция, классифицирующая некоторый объект (волну) в точке l , равна

$$\frac{\mu_0 - \mu_1}{K(0)} x - \frac{1}{2} \frac{(\mu^0 + \mu^1)(\mu^0 - \mu^1)}{K(0)},$$

при этом (для определенности полагаем $\mu^0 > \mu^1$) решающее правило имеет вид

$$R_0 : x - \frac{1}{2} (\mu^0 - \mu^1) > 0. \quad (3.5)$$

Обобщенное расстояние

$$D^2 = \frac{(\mu^0 - \mu^1)^2}{K(0)}, \quad (3.6)$$

а вероятность ошибки классификации

$$\alpha_0 = \Phi \left(-\frac{(\mu^0 - \mu^1)}{2\sqrt{K(0)}} \right). \quad (3.7)$$

На самом деле значения μ^0 и μ^1 (а также $K(0)$ заранее неизвестны и определяются по эталонной выборке. Пусть l_1, \dots, l_N — координаты сейсмограмм эталонной выборки, а l — координаты сейсмограммы, предъявляемой для идентификации. Тогда

$$\hat{\mu}^0 = \bar{x}^0 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N x_n^0, \quad \hat{\mu}^1 = \bar{x}^1 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N x_n^1,$$

где $x_n^j = x^j(l_n)$. Отсюда решающее правило имеет вид

$$R_0 : x(l) - \frac{1}{2} (\bar{x}^0 + \bar{x}^1) > 0. \quad (3.8)$$

Левую часть этого неравенства обозначим через z . Вероятность ошибки классификации (в том случае, когда предъявляется объект класса A_0), очевидно, равна

$$\alpha = P\{z < 0 | x(l) = \mu^0 + \xi^0(l)_{ij}\}. \quad (3.9)$$

Случайная величина z имеет нормальное распределение (так как является линейной комбинацией гауссовских величин), и ее математическое ожидание

$$M_0 z = M_0 x(l) - \frac{1}{2} M_0 (\bar{x}^0 + \bar{x}^1) = \frac{1}{2} (\mu^0 - \mu^1).$$

Дисперсия z равна:

$$D(z) = K(0) \left[1 + \frac{1}{2N^2} \Sigma_1 - \frac{1}{N} \Sigma_2 \right], \quad (3.10)$$

где

$$\Sigma_1 = \sum_{i,k} \left[\tilde{K}(l_i - l_k) + \tilde{R}(l_i - l_k) \right],$$

$$\Sigma_2 = \sum_i \left[\tilde{K}(l - l_i) + \tilde{R}(l - l_k) \right],$$

\tilde{K} и \tilde{R} — нормированные корреляционные функции $K/K(0)$ и $R/R(0)$. Следовательно, вероятность ошибки классификации

$$\alpha = \Phi \left\{ -|\mu^1 - \mu^0| / 2 \sqrt{K(0) \left(1 + \frac{1}{2N^2} \Sigma_1 - \frac{1}{N} \Sigma_2 \right)} \right\}. \quad (3.11)$$

Сравнивая полученное выражение (3.11) с формулой (3.7), видим, что величина

$$D_e^2 = \frac{D^2}{1 + \frac{1}{2N^2} \Sigma_1 - \frac{1}{N} \Sigma_2} \quad (3.12)$$

представляет эффективное обобщенное расстояние для экзамена в точке l по эталонной выборке в точках (l_1, \dots, l_N) . Интересно отметить, что в общем случае возможно и $D^2 > D_e^2$ и $D^2 < D_e^2$ (это зависит от вида корреляционных функций и расположения точки l относительно (l_1, \dots, l_N)).

Если процесс $\xi^j(l)$ некоррелирован от точки k к точке $(K(s) = R(s) = 0$ при $s \neq 0)$, то

$$D_e^2 = \frac{D^2}{1 + \frac{1+\rho}{2N}} < D^2 \quad (3.13)$$

(где $\rho = R(0)/K(0)$). В этом случае эффективное обобщенное расстояние всегда меньше истинного. Отметим, что такое же эффективное расстояние мы получили бы и в случае коррелированного процесса $x^j(l)$, если все l_n расположены далеко (по сравнению с радиусом корреляции) друг от друга и от l . Такую выборку будем называть независимой.

Таким образом, эффективность независимой эталонной выборки зависит только от ее объема (т. е. от представительности в обычном смысле этого слова).

Из формулы (3.12) следует, что множество точек l , для которых

$$\frac{1}{2N} \Sigma_1 \leq \Sigma_2, \quad (3.14)$$

определяет область G_0 , в которой эталонные выборки из N сейсмограмм не менее представительны, чем независимые выборки бесконечного объема

(абсолютная представительность). Ясно, что в случае некоррелированного поля эта область не определена (таких точек l в этом случае нет). Ясно также, что расстояние от границы G_0 до точек эталонной выборки не превышает радиуса корреляции поля $x^j(l)$, так как при больших расстояниях $K(l - l_i) = R(l - l_i) = 0$.

Из формул (3.12) и (3.13) следует, что множество точек l , удовлетворяющих условию

$$\frac{1}{2N} \sum_1 - \sum_2 \leq (1 + \rho)/2, \quad (3.15)$$

определяет область G_1 , в которой эталонная выборка не менее представительна, чем независимая выборка того же объема. Ясно, что эта представительность характеризуется только степенью удаленности l от $\{l_1, \dots, l_N\}$ и мало зависит от объема эталонной выборки. В случае некоррелированного поля область G_1 совпадает со всей областью наблюдения G (т. е. любая выборка представительна в любой части наблюдения, если отвлечься от ее объема N). В общем случае $G_0 \subset G_1 \subset G$.

Можно также определить область G_α , в которой вероятность ошибки не превосходит заданного значения

$$\frac{1}{N} \sum_2 - \frac{1}{2N^2} \sum_1 > 1 - \frac{D^2}{4u_\alpha^2}, \quad (3.16)$$

а также область G_* , в которой вероятность ошибки в среднем не больше ее оценки, получаемой по формуле (3.7) при подстановке оценок $\hat{K}(0)$, $\hat{\mu}^0$ и $\hat{\mu}^1$ из эталонной выборки

$$\sum_2 - \frac{1}{2N} \sum_1 > \frac{1}{N} \sum_i \sum_k \tilde{K}(l_i - l_k). \quad (3.17)$$

2. Для проведения численных расчетов предположим, что $l_n = n \cdot \Delta l$,

$$\tilde{R}(s) = \rho e^{-\frac{|s|}{\tau}}, \quad (3.18)$$

$$\tilde{K}(s) = e^{-\frac{|s|}{\tau}}, \quad (3.19)$$

где τ — радиус корреляции. Следовательно,

$$\tilde{K}(l_i - l_k) = r^{|i-k|}, \quad (3.20)$$

где $r = e^{-\frac{\Delta l}{\tau}}$. В этих предположениях

$$\sum_1 = (1 + \rho) \frac{N(1 - r^2) - 2r(1 - r^N)}{(1 - r)^2} \quad (3.21)$$

$$\sum_2 = (1 + \rho) \frac{1 - r^N}{1 - r} e^{-\frac{|s|}{\tau}} \quad (3.22)$$

где $s = l - l_N$. По формуле (3.12)

$$\frac{D_e^2}{D^2} = \frac{1}{1 + \frac{1 + \rho}{N(1 - r)} \left[\frac{N(1 - r^2) - 2r(1 - r^N)}{2N(1 - r)} - (1 - r^N) e^{-\frac{|s|}{\tau}} \right]} \quad (3.23)$$

Согласно (3.14), значение s_0 , определяющее область G_0 , выразится следующим образом:

$$s_0 = \tau \ln \frac{2N(1 - r)(1 - r^N)}{N(1 - r^2) - 2r(1 - r^N)} \quad (3.24)$$

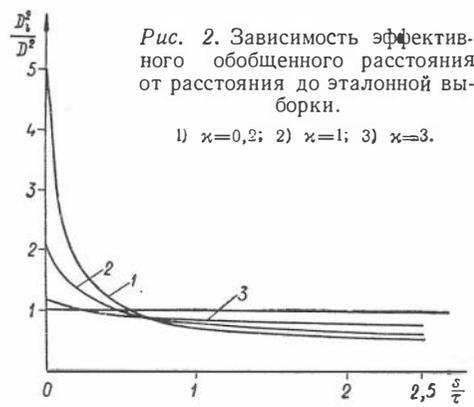
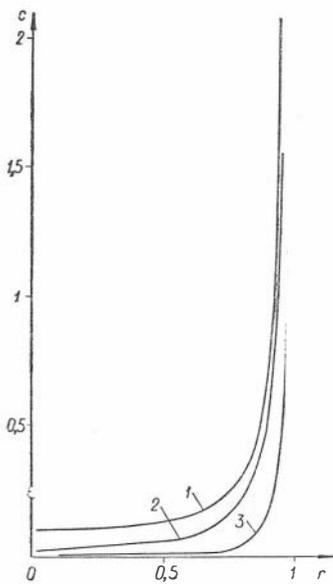


Рис. 2. Зависимость эффективного обобщенного расстояния от расстояния до эталонной выборки.

1) $\kappa=0,2$; 2) $\kappa=1$; 3) $\kappa=3$.

Рис. 1. Зависимость $c = \frac{s_0}{N\Delta l}$ от r при $N = 10$.

1) s_0 ; 2) s_1 ; 3) s_* .

s_0 от ρ не зависит). График функции $\frac{s_0}{N\Delta l}$ от r при $N = 10$ изображен на рис. 1. Видно, что при $r \rightarrow 1$ $\frac{s_0}{N\Delta l} \rightarrow \infty$.

Пусть $N \rightarrow \infty$ (с сохранением шага между точками эталонной выборки), тогда, замечая, что $2r/N$ убывает медленнее, чем r^N , получим

$$s_0 \sim \tau \ln \frac{2(1-r)}{(1-r^2) - \frac{2r}{N}} \rightarrow \tau \ln \frac{2}{1+r}.$$

Из формулы видно, что s_0 убывает с ростом N (если N велико). Этот эффект связан с тем, что при заданном характере увеличения N в обучение вовлекаются очень далекие сейсмограммы, которые ослабляют влияние близких сейсмограмм. Таким образом, в сильно коррелированном поле слишком большая по площади выборка может ухудшить распознавание.

Пусть теперь $N \rightarrow \infty$ при $l_N - l_1 = L = \text{const}$ ($\Delta l \rightarrow 0$). Тогда

$$r \sim 1 - \frac{L}{\tau(N-1)}, \quad (3.25)$$

$$r^N \sim e^{-\frac{L}{\tau}} \quad (3.26)$$

и

$$s_0 \sim \tau \ln \frac{\kappa(1-e^{-\kappa})}{\kappa - (1-e^{-\kappa})}. \quad (3.27)$$

где $\kappa = \frac{L}{\tau}$. Пусть $\kappa \ll 1$ (длина эталонной выборки много меньше радиуса корреляции), тогда, воспользовавшись разложением

$$e^{-\kappa} \approx 1 - \kappa + \frac{\kappa^2}{2} - \frac{\kappa^3}{6}, \quad (3.28)$$

получим

$$S_0 \approx \tau \ln 2 + \tau \ln \left(1 - \frac{\kappa}{6}\right) \approx \tau \ln 2 - \frac{L}{6} \approx \tau \ln 2. \quad (3.29)$$

Итак, радиус области G_0 при больших N , но малой (сравнительно с τ) длине эталонной выборки примерно равен $2/3$ радиуса корреляции, который для признака t_0 в условиях ЗСН составляет примерно 20—30 км. При увеличении длины эталонной выборки s_0 уменьшается. В частности, при $L = \sqrt{\tau} s_0 \approx \tau \ln(e-1) = 0,53\tau$. Казалось бы, из полученных соотношений следует, что чем меньше длина бесконечной эталонной выборки в сильно коррелированном поле, тем лучше распознавание. Однако этот вывод касается только распознавания близких объектов, поскольку при $s \rightarrow s_0$ вероятность ошибки, получаемая при обучении по «коротким» выборкам, оказывается большой. Действительно, учитывая формулу (3.23), получим, что при больших N ($\Delta l \rightarrow 0$)

$$\frac{D_e^2}{D^2} \approx \frac{1}{1 + \frac{1+\rho}{\kappa} \left[\frac{\kappa - (1 - e^{-\kappa})}{\kappa} - (1 - e^{-\kappa}) e^{-\frac{s}{\tau}} \right]} \quad (3.30)$$

При $s \rightarrow \infty$ это отношение стремится к предельному значению

$$\left(\frac{D_e^2}{D^2}\right)_\infty = 1 / \left(1 + \frac{1+\rho}{\kappa^2}\right) \left[\kappa - (1 - e^{-\kappa})\right] \quad (3.31)$$

которое стремится к нулю при $\kappa \rightarrow 0$ (соответственно $\alpha \rightarrow \frac{1}{2}$). Максимальное значение $(D_e^2/D^2)_\infty$ имеет место при $\kappa \rightarrow \infty$, поэтому для отдаленных экзаменов выборка должна быть большой. Сказанное иллюстрируется графиком зависимости D_e^2/D^2 от s/τ при различных значениях κ (рис. 2).

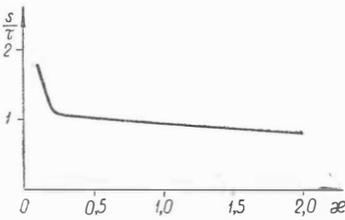


Рис. 3. График для отыскания оптимальной длины эталонной выборки.

Ясно, что для каждого значения s/τ должно существовать оптимальное значение длины эталонной выборки $L_{\text{opt}} = \tau \kappa_{\text{opt}}$, где κ_{opt} является решением уравнения

$$\frac{S}{\tau} = \ln \frac{\kappa(1 - e^{-\kappa} - \kappa e^{-\kappa})}{(\kappa - 2) + (\kappa + 2)e^{-\kappa}} \quad (3.32)$$

Это уравнение нетрудно решить с помощью графика (рис. 3). Значение s_1 , определяющее область G_1 , согласно условию (3.15) равно

$$s_1 = -\tau \ln r \left(\frac{1}{1 - r^N} - \frac{1}{N(1 - r)} \right). \quad (3.33)$$

График зависимости $s_1/N \cdot \Delta l$ нанесен на рис. 1. Легко видеть, что $s_1 > s_0$. При $N \rightarrow \infty$ ($\Delta l = \text{const}$) $s_1 \rightarrow -\tau \ln r = \Delta l$. Таким образом, область притяжения G_1 в случае достаточно большой по объему и длине эталонной выборки определяется шагом между соседними наблюдениями. Если $N \rightarrow \infty$ при $l_N - l_1 = \text{const}$, нетрудно получить, что $s_1 \approx s_0$.

Для области G_* из (3.17)

$$S_* = S_0 - \frac{N-1}{N} \tau \ln \frac{3+\rho}{1+\rho} s_0 \approx -\tau \ln \frac{3+\rho}{1+\rho}. \quad (3.34)$$

Если $\rho \approx 1$ (а именно так надо принять, когда A' — соседняя фаза), то $s_* \approx s_0 - \tau \ln 2$. Учитывая (3.28) при $N \rightarrow \infty$, $L = \text{const}$, $\kappa \ll 1$, получим $s_* \approx L/6$. Графики для $s_*/N \Delta l$ см. на рис. 1.

§ 4. Идентификация волн методами статистической теории одновременного распознавания образов

Выбор критериев одновременной идентификации волн

1. Как было показано в § 1 (п. 1), задача идентификации сводится к классификации множества векторов $X = \{x^k\}$, являющихся вариантами оценки параметров прослеживания волн. Поэтому, если известны соответствующие распределения вероятностей, эта задача может решаться развитыми в [12] методами статистической теории одновременного распознавания образов. Согласно [12], должны быть известны:

1) совместное распределение вероятностей векторов всех одноэлементных классов, образующих вектор y ;

2) распределение вероятностей вектора x для каждого неоднородного класса. В этом случае для каждой r -й гипотезы φ_r , означающей r -й вариант идентификации рассматриваемого множества векторов (или совокупность таких вариантов, в которых идентификация интерпретируемых волн одинакова), может быть построена плотность $f^r(\tilde{x})$, определяющая распределение вектора $\tilde{x} = (x^1, \dots, x^l)$, и тогда принимается s -я гипотеза, если для всех r

$$f^s(\tilde{x}) > f^r(\tilde{x}), \quad r = 1, 2, \dots, T. \quad (4.1)$$

Конкретная реализация критерия (4.1) сильно зависит от выбираемой интерпретатором совокупности классов $\bar{A} = \{A_1, \dots, A_n\}$, на которые классифицируются векторы x^k , в частности от числа существенных и одноэлементных классов (см. п. 2, § 1). Наиболее простую процедуру имеем, когда все одноэлементные классы существенны и, кроме того, имеется только один неоднородный класс с равномерным распределением $P^0(x) = c$. В этом случае принимается такая гипотеза φ_s , которой отвечает допустимый вектор $y^s = (x^{s_1}, x^{s_2}, \dots, x^{s_m})$, обращающий максимум величину $P(y^s)$:

$$P(y^s) = \max_{(i)} P(y^i), \quad (4.2)$$

где $P(y) = P(x^1, \dots, x^m)$ — совместная плотность распределения m векторов, характеризующих существенные классы (при этом $x^k \in A_k$).

Выбор классификации $\bar{A} = \{A_1, \dots, A_n\}$ зависит от 1) строения среды и соответствующей фактической полноты волновой картины, 2) ее изученности, 3) объема эталонной выборки и 4) решаемых задач.

На первый взгляд, чем полнее волновая картина отражается в классификации, тем точнее решается задача идентификации. Однако это не обязательно, и прежде всего потому, что из-за ограниченного объема эталонной выборки увеличение размерности вектора y (равной pm) может привести к ухудшению устойчивости алгоритма идентификации. Поэтому при введении новых волн в классификацию необходимо соответственно увеличивать объем эталонной выборки либо компенсировать отсутствие статистических сведений полнотой физического описания.

Особенно осторожно следует вводить в качестве одноэлементных классов не повсеместно встречающиеся волны, поскольку в этом случае придется рассматривать большое число альтернатив для идентификации одноэлементных классов (варьируя отображения φ_i с разным значением m). Иногда целесообразно объединять в один неоднородный класс несколь-

ко плохо прослеживаемых волн, что позволяет получить более надежную информацию об этом классе.

Вообще полная адекватность классификации \bar{A} имеющейся волновой картине целесообразна только в тех случаях, когда имеющаяся физическая и статистическая информация достаточна для построения хороших оценок соответствующих распределений.

2. Устойчивость алгоритмов идентификации улучшается при использовании идентифицированного обнаружения, так как в этом случае значение числа существенных и одноэлементных классов определяется для каждой сейсмограммы (если какая-нибудь волна A_j не обнаружена, то она не включается в \bar{A} при идентификации правильных оценок на данной сейсмограмме), следовательно, отпадает надобность варьирования этими параметрами. К тому же при идентифицированном обнаружении все дополнительные варианты классификации оценок имеют подчиненный характер, а это, как увидим ниже, позволяет исключить их из классификации \bar{A} .

Предположим для простоты, что имеется только один существенный класс A_0 (правильная оценка параметров прослеживаемой волны), $2q$ одноэлементных подчиненных класса $A_{-q}, \dots, A_{-1}, A_1, \dots, A_q$ (предыдущая фаза, последующая фаза и т. п.) и один неоднородный класс A^0 (прочие волны) с равномерным распределением $p^0(x) = c$. Плотность вероятности всех одноэлементных классов равна $p(y)$, где $y = (x^1, \dots, x^{m'})$, $x^k \in A_{k-g-1}$, $m = 2q + 1$.

Пусть классифицируется $l = 2r + 1$ ($r > q$) векторов x^1, x^2, \dots, x^l , упорядоченных таким образом, что если $x^k \in A_j$, то $x^{k+1} \in A_{j+1}$.

Ясно, что при этом условии всякая допустимая гипотеза определяется тем вектором x_s , который относится к классу $A_0 : \Phi_s : x_s \in A_0$.

Предположим, что в результате идентифицированного обнаружения задана предварительная классификация, согласно которой $|s| \leq r - q$. Следовательно, допустимо $2(r - q) + 1$ гипотез Φ_s , для каждой из которых

$$f^s(\tilde{x}) = c^{l-m'} p(x^s - q, x^{s-q-1}, \dots, x^{s+q}). \quad (4.3)$$

Отсюда, согласно (4.1), следует правило для принятия гипотезы Φ_s :

$$\Phi_s: p(x^s - q, x^{s-q-1}, \dots, x^{s+q}) = \max p(x^t - q, \dots, x^{t+q}). \quad (4.4)$$

$$-(r - q) \leq t \leq r - q.$$

Это правило не отличается от (4.2), если считать, что $x^{-q}, \dots, x^{(0)}, \dots, x^{(q)}$ (где $x^{(j)} \in A_j$) в совокупности образуют вектор, характеризующий существенный класс A_0 , а подчиненные одноэлементные классы в распознавании не участвуют.

Итак, если классификация существенного класса однозначно определяет классификацию всех остальных одноэлементных классов, а неоднородные классы имеют равномерное распределение, то совокупность всех одноэлементных классов нужно рассматривать как один существенный класс, объекты которого характеризуются вектором с pm числом компонент.

Это утверждение справедливо и для случая нескольких существенных классов, однозначно определяющих классификацию остальных одноэлементных классов. Следовательно, при соответствующем переопределении векторов существенных классов подчиненные классы можно опустить из классификации.

Таким образом, если все прослеживаемые волны интерпретируются (существенны) и если нет фиксированных волн-помех (либо они отсеяны в результате идентифицированного обнаружения), то признаки правильных вариантов оценки параметров всегда можно определить так, чтобы обеспечить условие равенства числа существенных и одноэлементных классов (это условие в дальнейшем называется основным).

3. Выбор существенных классов зависит прежде всего от решаемой задачи. Если в задачу интерпретации входит выявление новых еще не идентифицированных волн, соответствующий неоднородный класс следует включить в существенный класс, при условии, конечно, что для этого класса A_j ($j > m$) известна плотность $p_j(x)$. Однако решение этой задачи не всегда возможно, если для неоднородного класса мешающих волн используется равномерное распределение $p^0(x) = c$ (и константа c неопределенна). Рассмотрим следующий пример. Пусть имеются два существенных класса A_1 и A_2 (опорные волны), класс остальных полезных волн (A_3), среди которых могут быть неизвестные опорные волны и которые следует выделять, и класс A_4 прочих оценок с равномерным распределением. Пусть, далее, на рассматриваемой сейсмограмме имеются три объекта (оценки) x^1, x^2, x^3 с предварительной классификацией: x^1 или $x^2 \in A_1$; x^2 или $x^3 \in A_2$. Тогда возможны 6 классификаций, которые в данной задаче все существенно отличаются. Этим классификациям отвечают следующие плотности $f_s(x)$:

$$\begin{aligned}
 f_1(\tilde{x}) &= p(x^1, x^2)p_3(x^3), \\
 f_2(\tilde{x}) &= p(x^1, x^2)c, \\
 f_3(\tilde{x}) &= p(x^1, x^3)p_3(x^2), \\
 f_4(\tilde{x}) &= p(x^1, x^3)c, \\
 f_5(\tilde{x}) &= p(x^2, x^3)p_3(x^1) \\
 f_6(\tilde{x}) &= p(x^2, x^3) \cdot c.
 \end{aligned}
 \tag{4.5}$$

Если константа c не определена, то не все плотности $f_s(\tilde{x})$ можно между собой сравнивать. Однако можно порознь сравнивать между собой все четные и все нечетные классификации. Если максимальная четная плотность $f_s(\tilde{x})$ и максимальная нечетная плотность $f_s(\tilde{x})$ определяют одну и ту же классификацию одноэлементных классов A_1 и A_2 , то они и должны быть приняты, поскольку $\max_{1 \leq s \leq 6} f_s(\tilde{x})$ совпадает либо с $\max_{1 < r \leq 3} f_{2r}(\tilde{x})$ либо с $\max_{1 < r \leq 3} f_{2r-1}(\tilde{x})$. Оставшаяся оценка x^k может принадлежать либо к классу A_3 , либо к классу A_4 . Поэтому для окончательной классификации нужно проверить гипотезу о том, что x^k имеет распределение p_3 . В случае нормального распределения эта проверка сводится к критериям типа τ^2 или T^2 [1].

Если $\max f_{2r}$ и $\max f_{2r-1}$ определяют разные классификации классов A_1 и A_2 , то решение оказывается неопределенным — это плата, которую мы платим за отсутствие информации о значении c . При этом, поскольку $\max f_{2r}$ может быть меньше любых нечетных f_s и, наоборот, $\max f_{2r-1}$ может быть хуже любых четных f_s , возможны 4 различные идентификации оставшихся двух оценок.

Использование условия $p^0(x) = c$ при неизвестном значении c означает, что относительно класса A^0 (прочие волны) отсутствует какая-либо априорная информация. Приведенный выше пример показывает, что наличие такого класса A^0 уменьшает возможность идентификации.

В класс A^0 объединяются все волны, которые либо не участвуют в используемой интерпретационной модели среды, либо настолько редко появляются на сейсмограммах, что о них не может быть получено достаточно надежных представлений. Но если каждая из волн, входящих в этот класс, не может быть надежно охарактеризована, то о всей совокупности этих волн сведения могут оказаться значительно более достоверными.

При характеристике распределений $p^0(x)$ можно подходить дифференцированно к различным компонентам вектора x , в частности к временным и амплитудным характеристикам волн класса A^0 . Распределение нуле-

вого времени во многих случаях может считаться равномерным с плотностью $1/(t_2 - t_1)$, где (t_1, t_2) — интервал, в котором регистрируются волны класса A^0 . Интервал (t_1, t_2) может быть самым различным: от всего диапазона регистрации волн на сейсмограмме до промежутка времени между двумя существенными волнами (в последнем случае для нулевого времени A^0 получим условное равномерное распределение, в котором значения t_1 и t_2 определяются по результатам идентификации существенных волн). Одновременно с равномерным распределением для нулевого времени для амплитуды может быть использовано более подходящее распределение, в котором учитывается меньшая амплитуда волн класса A^0 по сравнению с интерпретируемыми волнами. Для этих целей удобно использовать релеевское распределение [7]. Вообще, при характеристике класса A^0 (обычно включающего кратные и частично кратные волны) большое значение имеет априорная физическая информация о параметрах этих волн и их связи с интерпретируемыми волнами.

4. Если класс A^0 характеризуется неравномерным распределением, то вывод о возможности исключения подчиненных одноэлементных классов становится не совсем точным.

Рассмотрим следующий пример. Пусть $m = 1$ (класс A_0), кроме этого, имеются два подчиненных одноэлементных класса A_{-1} и A_{+1} (например, предшествующая и последующая фазы волны A) и неоднородный класс A^0 с распределением $p^0(x)$. На сейсмограмме имеются оценки $x^{-r}, \dots, x^0, \dots, x^{+r}$ ($r > 1$) с предварительной классификацией: к классу A^0 относится одна из оценок x^{-1}, x^0 и x^{+1} . Для имеющихся трех гипотез $\varphi_1: x^0 \in A_0$, $\varphi_2: x^{-1} \in A_0$ и $\varphi_3: x^{+1} \in A_0$ получим следующие выражения плотностей $f_s(\tilde{x})$:

$$\begin{aligned} f_1(\tilde{x}) &= \rho(x^{-1}, x^0, x^1) \prod_{\substack{k=-r \\ k \neq -1, 0, +1}}^{+r} p(x^k), \\ f_2(\tilde{x}) &= \rho(x^{-2}, x^{-1}, x^0) \prod_{\substack{k=-r \\ k \neq -2, -1, 0}}^{+r} p(x^k), \\ f_3(\tilde{x}) &= \rho(x^0, x^1, x^2) \prod_{\substack{k=-r \\ k \neq 0, 1, 2}}^{+r} p(x^k). \end{aligned} \quad (4.6)$$

Отсюда следует, что идентификация φ_0 принимается, если

$$\begin{aligned} \rho(x^{-1}, x^0, x^{+1}) &> \rho(x^0, x^{+1}, x^{+2}) \frac{p_n(x^{-1})}{p_n(x^{+2})} > \\ &> \rho(x^{-2}, x^{-1}, x^0) \frac{p_n(x^{+1})}{p_n(x^{-2})} \end{aligned} \quad (4.7)$$

и, следовательно, идентификация не сводится к максимизации $\rho(x^{s-1}, x^s, x^{s+1})$.

В некоторых случаях свойства мешающих волн позволяют вообще отказаться от использования неоднородного класса. Пусть, для простоты, имеем одну интерпретируемую волну (класс A_0), при этом волны, появляющиеся позже A_0 , обладают такими свойствами, что распределение вероятностей признаков каждой волны зависит только от признаков предшествующей волны и не зависит от номера волны. Можно предположить, что эти условия (которые мы распространим и на предшествующие волны) адекватны наличию серии многократных волн.

Более точно выдвинутые условия формулируются следующим образом. Пусть векторы x^j (где j пробегает отрицательные и положительные целые значения) связаны в марковскую цепь, однородную при $j \leq 0$ и при $j \geq 0$ (но не обязательно однородную для всех j). Тогда для любого $q > 0$

$$\begin{aligned}
 p(x^{(-q)}, \dots, x^{(0)}, \dots, x^{(q)} &= p_0(x^{(0)}) p^+(x^{(1)} | x^{(0)}) \dots \\
 &\dots p^+(x^{(q)} | x^{(q-1)}) p^-(x^{(-1)} | x^{(0)}) \dots \\
 &\dots p^-(x^{(-q)} | x^{(-q+1)}), \tag{4.8}
 \end{aligned}$$

где p^+ и p^- — соответствующие переходные плотности вероятностей.

Предположим, что на сейсмограммах имеется $2r + 1$ векторов $x^{-r}, \dots, x^0, \dots, x^r$ и предварительная классификация, согласно которой

$$\varphi^{-1}(A_0) \subset \{x^{(-g)}, \dots, x^{(0)}, \dots, x^{(g)}\} \tag{4.9}$$

($g < r$), т. е. к существенному классу относится один из «средних» векторов $x^{(-g)}, \dots, x^{(g)}$. Таким образом, имеем $2g + 1$ допустимых гипотез:

$$\varphi_s : x^{j+s} \in A_j, \quad -r - s \leq j \leq r - s, \tag{4.10}$$

где $s = -g, \dots, 0, \dots, g$.
Согласно (4.8)

$$f_s(\tilde{x}) = p_0(x^s) \prod_{j=1}^{\overline{r-s}} p^+(x^{j+s} | x^{j+s-1}) \prod_{j=-1}^{\overline{-r-s}} p^-(x^{s+j} | x^{s+j+1}). \tag{4.11}$$

Найдем правило для принятия гипотезы φ_0 . В этом случае $f_0(\tilde{x})$ должна быть максимальной среди всех остальных $f_s(\tilde{x})$, $s \neq 0$:

$$\begin{aligned}
 p_0(x^0) \prod_{j=1}^{\overline{r}} p^+(x^j | x^{j-1}) \prod_{j=-1}^{\overline{-r}} p^-(x^j | x^{j+1}) &> \\
 > p_0(x^s) \prod_{j=1}^{\overline{r-s}} p^+(x^{s+j} | x^{s+j-1}) \prod_{j=-1}^{\overline{-r-s}} p^-(x^{s+j} | x^{s+j+1}). \tag{4.12}
 \end{aligned}$$

Поскольку в правой и левой частях полученного неравенства число сомножителей одинаковое, среди них найдутся равные друг другу. Например, справа и слева стоит $p^+(x^r | x^{r-1})$, $p^-(x^{-r} | x^{-r+1})$ и т. д. Более точно, одинаковыми являются $\min(r, r-s)$ переходных плотностей p^+ и $\min(r, r+s)$ переходных плотностей p^- .

Пусть для определенности $s > 0$. Тогда число одинаковых сомножителей равно $r - s + r = 2r - s$, а так как общее число переходных плотностей равно $2r$, то в левой и правой частях может стоять только s различных переходных плотностей.

Разделив левую и правую части (4.12) на

$$\prod_{j=1}^{\overline{r-s}} p^+(x^{s+j} | x^{s+j-1}) \prod_{j=-1}^{\overline{-r}} p^-(x^j | x^{j+1}),$$

получим при $s > 0$ следующее условие для φ_0 :

$$p_0(x^0) \prod_{j=1}^{\overline{s}} p^+(x^j | x^{j-1}) > p_0(x_s) \prod_{j=-1}^{\overline{s}} p^-(x^{s+j} | x^{s+j+1}) \tag{4.13}$$

или, после понятных преобразований индексов:

$$\frac{p_0(x^0)}{p_0(x^s)} \prod_{j=1}^{\overline{s}} \frac{p^+(x^j | x^{j-1})}{p^-(x^{j-1} | x^j)} > 1. \tag{4.14}$$

Аналогичное неравенство получим для сравнения φ_0 и φ_s при $s < 0$:

$$\frac{p_0(x^0)}{p_0(x^s)} \prod_{j=-1}^{\overline{s}} \frac{p^-(x^j | x^{j+1})}{p^+(x^{j+1} | x^j)} > 1. \tag{4.15}$$

При сравнении гипотез φ_s и φ_t (когда s и t не равны нулю) получают менее симметричные формулы.

Рассмотрим для примера случай $g = 1$, тогда имеем всего три гипотезы φ_{-1} , φ_0 и φ_{+1} . Согласно (4.14) и (4.15), получим следующий критерий для выбора φ_0 :

$$\rho_0(x^0)\rho^+(x^1 | x^0) > \rho_0(x^1)\rho^-(x^0 | x^1), \quad (4.16)$$

$$\rho_0(x^0)\rho^-(x^{-1} | x^0) > \rho_0(x^{-1})\rho^+(x^0 | x^{-1}).$$

Для сравнения Φ_{-1} и Φ_{+1} служат неравенства:

$$\rho_0(x^1)\rho^-(x^0 | x^1)\rho^-(x^0 | x^{-1}) \leq \rho_0(x^{-1})\rho^+(x^0 | x^{-1})\rho^+(x^{+1} | x^0). \quad (4.17)$$

Условная и безусловная идентификации волн

1. Разработанные в [12] методы распознавания применимы как для идентификации волн на отдельных сейсмограммах, так и для совместной обработки совокупности сейсмограмм. В последнем случае каждый одноэлементный класс означает фиксированный вариант оценки параметров волны на фиксированной сейсмограмме. Хотя совместная обработка сейсмограмм в принципе является более оптимальной [10], по ряду причин (ограниченность вычислительных средств, отсутствие необходимой априорной информации и неустойчивость соответствующих «многомерных» алгоритмов) она неосуществима. Тем не менее при обработке каждой сейсмограммы мы должны учитывать то обстоятельство, что все сейсмограммы даны в совокупности.

Предположим, что все одноэлементные классы существенны, $\rho^0(x) = c$, и в области наблюдения вектор $y = (x^1, \dots, x^m)$ (где $x^j \in A_j$), характеризующий прослеживаемую волну, образует pm -мерное случайное поле, все конечно-мерные распределения которого известны.

Предположим, что нужно осуществить идентификацию волн по сейсмограмме σ , если на сейсмограммах $\sigma_1, \dots, \sigma_N$ задана их идентификация, определяющая векторы $y_1^* \dots, y_N^*$ соответственно (здесь y_i^* характеризует принятый вариант корреляции на σ_i).

По условию (учитывая, что на $\sigma_1, \dots, \sigma_N$ идентификация фиксирована) можно построить плотность вероятности для l -го варианта идентификации

$$f^l = p(y^l, y_1^*, \dots, y_N^*). \quad (4.18)$$

Выразим последнюю по формуле условной вероятности

$$f^l = p(y_1^*, \dots, y_N^*) p(y^l | y_1^*, \dots, y_N^*) \quad (4.19)$$

и получим, что максимизация f^l равносильна максимизации

$$p(y^l | y_1^*, \dots, y_N^*). \quad (4.20)$$

Идентификацию волн на отдельной сейсмограмме с помощью условных плотностей вероятности (при заданной идентификации в некоторых других сейсмограммах) будем называть условной.

Простейшая условная идентификация основывается на условной плотности вида $p(y^l | y_i^*)$. Легко показать, что последовательная обработка совокупности сейсмограмм $\sigma_1, \dots, \sigma_N$ с помощью условных плотностей $p(y_i^l | y_{i-1}^*)$ является оптимальной, если y_1, y_2, \dots, y_N связаны в марковскую цепь. В противном случае эта процедура может рассматриваться как субоптимальная.

И безусловная и условная идентификации волн могут быть построены и для других предположений о структуре классификации A . При этом для неоднородных классов естественно принять

$$p(x_i | x_{i-1}) = p(x_i), \quad (4.21)$$

где x_i — вектор, характеризующий неодноэлементный класс на σ_i . Это предположение о независимости признаков неодноэлементных классов в разных сейсмограммах естественно, поскольку на разных сейсмограммах могут обнаруживаться разные волны одного и того же неодноэлементного класса.

Аппроксимация используемых распределений

1. При аппроксимации плотностей $p(y)$, описывающих оценки параметров фиксированных волн (как полезных, так и мешающих, если последние идентифицируются), и плотностей $p_j(x)$ ($j > m'$), описывающих классы идентифицируемых волн, можно использовать те же методы, которые приводились в § 2 для статистических программ распознавания.

Прежде всего может быть использовано предположение о независимости признаков, благодаря которому плотности $p(y)$ и $p_i(x)$ представляются в виде

$$p(y) = \prod_{j=1}^{m'} \prod_{i=1}^p \omega_{ji}(x_i^j) \quad (4.22)$$

и

$$p_j(x) = \prod_{i=1}^p \omega_{ji}(x_i^j), \quad (4.23)$$

(индекс i означает i -ую компоненту вектора x).

Наилучшая безусловная идентификация при основных предположениях удовлетворяет, очевидно, условию

$$p(y^s) = \max_t \prod_{j=1}^m \prod_{i=1}^p \omega_{ji}(x_{ij}^t), \quad (4.24)$$

где максимизация осуществляется по всем допустимым отображениям φ_t .

Если предварительная классификация оценок такова, что варианты оценки различных интерпретируемых волн не пересекаются (что очень часто и имеет место), то из (4.24) следует, что

$$p(y^s) = \prod_{i=1}^m \max_{(t_j)} \prod_{i=1}^p \omega_{ij}(x_{ij}^{t_j}), \quad (4.25)$$

где символ t_i означает t -ый допустимый (в смысле предварительной классификации) вариант идентификации волны A_i . Формула (4.25) выражает тот факт, что идентификация каждой интерпретируемой волны (в данных предположениях) осуществляется независимо от остальных интерпретируемых волн.

При других предположениях возникают некоторые зависимости логического типа. Например, если отсутствует предварительная классификация (либо она определяет пересекающиеся семейства оценок), максимизация производится последовательно: сначала идентифицируется наиболее хорошо опознаваемая волна (для которой

$$\max_{t_j} \prod_{i=1}^p \omega_{ij}(x_{ij}^{t_j})$$

принимает наибольшее значение среди всех $j = 1, \dots, m$), затем остальные в соответствующей последовательности с исключением уже идентифицированных оценок.

Однако статистические связи между волнами не учитываются здесь совершенно, что и является основным недостатком этого способа аппроксимации, который по существу применим только при корреляции одиночной волны ($m = 1$).

Определенные трудности в рамках этого способа характеристики распределений имеются в отношении учета корреляции на предшествующих сейсмограммах. Условная корреляция, которая по своему существу основана на зависимости между признаками волн на различных сейсмограммах, может быть осуществлена с помощью следующего представления для (4.20):

$$\prod_i \prod_j \omega_{ij} \left(x_i^{ij} \mid x_i^{s_j^*} \right).$$

где $\omega_{ij}(\cdot \mid \cdot)$ — условная плотность вероятности признака x_i^{ij} , когда на предшествующей сейсмограмме задано его фиксированное значение. Ясно, что оценка условных плотностей $\omega_{ij}(\cdot \mid \cdot)$ для произвольных значений $x_i^{s_j^*}$ является более трудной задачей, чем оценка безусловных плотностей ω_{ij} .

Введение признаков $x_i^{s_j^*}$ как неделимых в вектор y при безусловной корреляции не имеет смысла, так как полезная информация, имеющаяся в неделимых признаках, как раз заключена в их зависимости с делящими, а эта зависимость не может быть учтена в рассматриваемой аппроксимации $p(y)$. Поэтому система признаков $\{ x_i^{ij}, x_i^{s_j^*} \}$ может быть использована при безусловной корреляции (в предположении независимости) только после соответствующих ее преобразований.

Приведем примеры таких преобразований. Пусть x_j^s есть нулевое время волны A_j , тогда вместо совокупности $\{ x_j^s, x_j^{s^*} \}$ может быть использована совокупность $\{ x_j^s, x_j^s - x_j^{s^*} \}$; пусть x_j^2 есть амплитуда волны A_j , тогда вместо системы признаков $\{ x_j^2, x_j^{2^*} \}$ могут быть использованы системы $\{ x_j^2, x_j^2 / x_j^{2^*} \}$ или $\{ x_j^2 / x_j^{2^*} \}$ и т. д. Некоррелированность x_j^s и $x_j^s - x_j^{s^*}$ имеет место при стационарном характере поля x_j^s (как известно, стационарная случайная функция и ее производные в одной точке не коррелированы), аналогичные соображения могут быть использованы и при выборе других признаков систем.

Таким образом, аппроксимация плотности с помощью предположения о независимости применима в основном при прослеживании одной волны методом безусловной идентификации с соответствующим преобразованием системы признаков, содержащей информацию о корреляции на предшествующих сейсмограммах.

2. Наиболее универсальным способом аппроксимации распределений является способ потенциальных функций (см. § 2), в котором

$$\widehat{p}(y) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{1}{(2\pi)^{\frac{\rho m}{2}} \prod_{i,j} (s_i^j)^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ - \sum_{i,j} \frac{(x_i^j - x_{in}^j)^2}{2s_i^j} \right\}, \quad (4.26)$$

где N — объем эталонной выборки; x_{in}^j — значение x_i^j для эталонной сейсмограммы (σ_n).

Выражение (4.26) может быть использовано непосредственно для отыскания наилучшей безусловной идентификации (в основных предположениях). Ясно, что этот способ в принципе применим и в любых других предположениях как в безусловной, так и в условной классификации. В частности, для определения условной плотности $p(y \mid y^*)$ может быть использована формула

$$\widehat{p}(y \mid y^*) = \widehat{p}(y, y^*) / \widehat{p}(y^*), \quad (4.27)$$

где $\widehat{p}(y, y^*)$ и $\widehat{p}(y^*)$ определяются аналогично (4.26). Единственный недостаток этого метода — его малая устойчивость при больших размерностях вектора y ($\rho m \geq 10$).

3. При использовании предположения о нормальности распределения y , согласно [12], безусловная идентификация при основных предположениях заключается в минимизации квадратичной формы

$$Q(y^t) = (y^t - \mu)^T \Gamma^{-1} (y^t - \mu), \quad (4.28)$$

где μ — вектор математических ожиданий, составленный из p -мерных подвекторов μ^j ($j = 1, \dots, m$), а Γ — ковариационная матрица, составленная из p -мерных матриц Γ_{jk} : $\Gamma = \|\Gamma_{jk}\|$ (при этом μ^j и Γ_{jj} определяют распределение $x^j \in A_j$),

$$y^t = (x^{t_1}, \dots, x^{t_m}), \quad (4.29)$$

где x_k^t указывает тот вектор x^k , который в t -ом варианте интерпретации относится к j -ому классу. Алгоритм производит перебор всех допустимых комбинаций (4.29), добиваясь минимизации (4.28).

Если μ и Γ определяются по эталонной выборке объема N , то они заменяются их выборочными оценками u и S , при этом, согласно [12], критерий (4.28) эквивалентен T^2 -критерию при проверке гипотезы о том, что математическое ожидание совпадает с μ , а $\frac{N(N - pm)}{(N + 1)(N - 1)pm} Q(y^t)$ при правильном варианте идентификации имеет F -распределение с pm и $N - pm$ степенями свободы. Поэтому соответствующее критическое значение F может быть использовано для отказа от принятия решения, если $Q(y^t)$ слишком велико.

Проведенное в [11] изучение критерия T^2 показывает, что он значительно чувствительнее к росту числа признаков, чем метод дискриминантной функции. Использование малоинформативных признаков резко снижает его мощность, а в случае равноценных признаков имеется резкий максимум мощности, означающий существование оптимального числа равноценных признаков (в случае дискриминантной функции такой максимум не всегда имеет место).

Следовательно, метод одновременной идентификации волн требует привлечения эталонных выборок большего объема, чем при последовательной идентификации.

Если класс A_0 характеризуется нормальной плотностью вероятности $n(x; \mu', \Gamma')$, то в основных предположениях оптимальная безусловная идентификация определяется минимизацией квадратичной формы

$$Q_s = Q(y^s) = \sum_k Q'(x^k), \quad (4.30)$$

где

$$Q'(x^k) = (x^k - \mu')^T \Gamma'^{-1} (x^k - \mu').$$

Суммирование по k ведется по тем векторам x^k , которые по s -ому варианту корреляции относятся к классу A^0 . Действительно, используя независимость волн неоднородного класса, получим

$$f^s(x) = n(y^s; \mu, \Gamma) \prod_k n(x^k; \mu', \Gamma'). \quad (4.31)$$

Подставляя сюда выражение нормальной плотности вероятности, получим, что максимизация $f^s(x)$ эквивалентна минимизации Q_s .

Рассмотрим условную идентификацию. Вектор (y, y^*) имеет математическое ожидание (μ, μ^*) и матрицу ковариаций Γ :

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{pmatrix}, \quad (4.32)$$

где Γ_{11} — матрица ковариаций вектора y ; Γ_{22} — матрица ковариаций вектора y^* ; $\Gamma_{12} = \Gamma_{21}$ — матрица взаимных ковариаций векторов y и y^* . Если

поле сейсмических сигналов стационарно, то $\mu = \mu^*$ и $\Gamma_{11} = \Gamma_{22}$. Согласно [1], условное распределение при заданном y^* является также нормальным и его плотность вероятности равна

$$p(y/y^*) = n(y; \mu + \Gamma_{12} \cdot \Gamma_{22}^{-1} \cdot (y^* - \mu^*), \Sigma), \quad (4.33)$$

где

$$\Sigma = \Gamma_{11} - \Gamma_{12} \cdot \Gamma_{22}^{-1} \cdot \Gamma_{21}.$$

Переходя к выборочным оценкам (полученным по эталонным выборкам объема N), находим, что классификационный критерий основывается на минимизации квадратичной формы:

$$Q^*(y^s) = (y^s - \hat{y})^T \hat{\Sigma}^{-1} (y^s - \hat{y}), \quad (4.34)$$

где

$$\hat{y} = \bar{y} + S_{12} S_{22}^{-1} (y^* - \bar{y}^*), \quad \hat{\Sigma} = S_{11} - S_{12} S_{22}^{-1} S_{21},$$

S — выборочная матрица ковариаций для (y, y^*) . Условная идентификация распространяется и на метод дискриминантной функции (с заменой S на $\hat{\Sigma}$ и x на \hat{x}), что приводит к способу «копеременных», предложенному Кохреном [25].

Найдем распределение $Q^*(y^s)$ при правильной идентификации. Легко получить, что $\frac{N}{N+1} (y^s - \hat{y})$ распределено $n(y; 0, \Sigma)$. Используя теорему 4.3.2 из [1] и учитывая степени свободы, приходящиеся на оценку \bar{y}^* и \bar{y} , получим, что $(N-1)\hat{\Sigma}$ имеет распределение Уишарта с $N - gm - 2$ степенями свободы (где gm — размерность y^* , не обязательно равная pm), т. е.

$$(N-1) \hat{\Sigma} = \sum_{\alpha=1}^{N-r-2} z_{\alpha} z_{\alpha}^T, \quad r = gm, \quad (4.35)$$

где z_{α} распределена с плотностью $n(z; 0, \Sigma)$. Тогда по теореме 5.2.2 из [1] получим, что

$$\frac{N}{N+1} \frac{[N-1-m(p+q)]}{(N-1)pm} Q^*(y^s)$$

распределена как $F_{pm, N-1-m(p+q)}$. Отсюда видно, что размерность вектора y^* , равная mq , понижает вторую степень свободы, несколько не увеличивая (в отличие от y) первую. Таким образом, критерий условной идентификации особенно чувствителен к числу признаков, снимаемых на предшествующей сейсмограмме.

Гауссовскую аппроксимацию можно применить и к более общему случаю условной идентификации с учетом предшествующей классификации по нескольким сейсмограммам (используя (4.20)). Можно получить, что если в области наблюдений задана функциональная матрица $\|K_{ik}(s)\|$, описывающая случайное поле вектора y , то идентификация сводится к оптимальной (по Винеру) экстраполяции заданных значений y_1^*, \dots, y_N^* в точку σ_1 , после чего минимизируется квадратичная форма типа Q^* , зависящая от разности y^s и результата экстраполяции.

4. Результаты предыдущего пункта показывают, что при небольших объемах эталонных выборок одновременная идентификация волн эффектив-

нее рассматривавшейся в § 2 и 3 последовательной процедуры только в том случае, когда необходимая для идентификации информация заключается в очень малом числе признаков. В противном случае естественно переходить на последовательное распознавание волн. Если pm — максимальное число признаков, обеспечивающее устойчивость процедуры одновременной идентификации, то, идентифицируя каждую волну отдельно, мы можем использовать, по крайней мере, $p' = pm$ признаков, что для всех волн дает pm^2 признаков (при той же устойчивости).

Точно так же получаем возможность использовать большее число признаков, если отказаться от основных предположений и ввести одноэлементные подчиненные классы (типа предыдущая фаза и т.п.), отличая их от основных с помощью дискриминантных функций. Предположим, что в результате предварительной классификации известно, что совокупность векторов x^1, x^2, \dots, x^l содержит только фиксированные варианты $A_i^0, A_i^1, \dots, A_i^{m'}$ волны A_i . Пусть, далее, класс A_i^j описывается плотностью $p_j(x) = n(x; \mu^j, \Gamma)$. Тогда, согласно [12], к A_i^0 нужно отнести такой вектор x^s , для которого

$$\sum_{j=1}^{m'} \exp \{ -u_{0/j}(x^s) \} = \min_{(k)} \sum_{j=1}^m \exp \{ -u_{0/j}(x^k) \} \leq 1, \quad (4.36)$$

где $u_{0/j}(x)$ — дискриминантная функция, различающая классы A_i^0 и A_i^j . Этот способ обобщается и на условную идентификацию.

Поскольку дискриминантные функции устойчивы при $p'' > p'$, общее число признаков, которое может быть использовано в этом методе, равно $p'' m' m > p' m' m$.

Устойчивость процедуры идентификации нескольких волн может быть повышена и в рамках метода одновременного распознавания при использовании соответствующих способов регуляризации обращения выборочных матриц S^* .

Заключение

В работе построена статистическая теория идентификации сейсмических волн на отдельных сейсмограммах по совокупности волновых признаков при условии полной информации о распределении вероятностей признаков прослеживаемых волн. Эта теория может быть применена для построения конкретных правил распознавания, если в распоряжении интерпретатора имеется эталонная выборка сейсмограмм достаточно большого объема (на порядок больше числа используемых признаков). Эти условия могут иметь место при остановке зондирований вблизи площадных работ в сравнительно хорошо изученных районах с выдержанной волновой картиной (в частности, в Западно-Сибирской низменности).

На основе априорных геологических и геофизических сведений и из анализа сейсмограмм эталонной выборки интерпретатор определяет число прослеживаемых волн и для каждой волны устанавливает возможные варианты ее корреляции (такие, как первая фаза, вторая и т.п.). Интерпретатор выделяет также неинтерпретируемые волны, если они могут быть

* Способы повышения вычислительной устойчивости используемых в работе статистических процедур рассматриваются в статьях: С. В. Гольдин, Н. Н. Поплавский. «Методы регуляризации алгоритма дискриминантной функции» и С. В. Гольдин, Л. И. Матгис. «Регуляризация статистического критерия T^2 ». См. сб. «Математические методы в нефтяной геологии и геофизике». Тр. ЗапсибНИГНИ, вып. 36. Тюмень, 1970.

охарактеризованы на сейсмограммах эталонной выборки и если они связаны с полезными волнами.

С помощью развитых методов корреляция на каждой сейсмограмме осуществляется с учетом корреляции на предшествующих сейсмограммах и взаимоотношения всех прослеживаемых волн. По мере увеличения числа обработанных сейсмограмм объем эталонной выборки может изменяться.

В основу идентификации волн на отдельной сейсмограмме могут быть положены две различные схемы: схема последовательной идентификации, в которой для различения основного и дополнительных (фиксированных) вариантов корреляции используются соответствующие программы распознавания образов, и схема одновременной идентификации с учетом структуры множества вариантов корреляции. В работе рассматриваются способы построения и характеристики статистических программ распознавания, используемых в последовательной схеме, при этом наибольшее внимание уделяется гауссовской аппроксимации выборочных распределений и вытекающему из нее методу дискриминантных функций.

Задача одновременной идентификации волн решается методами статистической теории распознавания волн.

При одной и той же волновой картине в последовательной и одновременной схемах идентификации может использоваться разная структура вариантов корреляции, характеризующихся по сейсмограммам эталонной выборки. В частности, в методе одновременной идентификации может отсутствовать информация о мешающих вариантах корреляции прослеживаемых волн и о волнах-помехах. В этом наиболее простом случае оптимальная идентификация выбирается из условия минимума некоторой квадратичной формы.

Вследствие ограниченного объема эталонной выборки увеличение числа признаков не всегда приводит к улучшению качества критерия распознавания. В ряде случаев может быть указано оптимальное число признаков при заданном объеме эталонной выборки. Показано, что критерии одновременной идентификации особенно чувствительны к увеличению числа признаков, поэтому при небольших эталонных выборках последовательная идентификация волн более целесообразна.

Выбор информативных признаков (который необходим не только с точки зрения устойчивости критериев распознавания, но и с экономической точки зрения) может быть осуществлен с помощью анализа значений обобщенного расстояния Маханолобиса для каждого признака и их комбинаций.

Наиболее оптимальная форма учета корреляции на предшествующих сейсмограммах заключается в том, что по данным предшествующей корреляции строится регрессионная оценка для признаков волн на данной сейсмограмме, после чего распознавание осуществляется по отклонениям измеренных признаков от их регрессионных оценок (условная идентификация).

Одним из основных результатов является исследование зависимости достоверности распознавания от расстояния до эталонной выборки (на примере одного признака). Показано, что при небольших расстояниях может быть обеспечено высокое качество распознавания даже при небольшом объеме эталонной выборки, при этом увеличение размера эталонной выборки ухудшает распознавание близких объектов. Для каждого фиксированного расстояния S до эталонной выборки имеется оптимальный размер эталонной выборки большого объема, который монотонно возрастает с увеличением S .

Дальнейшие усилия в этой области должны быть направлены на изучение методов идентификации при неполной априорной информации (в частности, при наличии эталонных выборок малого объема).

1. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. Физматгиз, 1963.
2. Башкиров О. А., Браверман Э. М., Мучкин И. Б. Алгоритмы обучения машин распознаванию зрительных образов, основанные на использовании потенциальных функций. — Автоматика и телемеханика, т. XXV, № 5, 1964.
3. Болышев Л. Н., Смирнов Н. В. Таблицы математической статистики. «Наука», 1965.
4. Гамбурцев Г. А. Корреляция преломленных волн. Избр. труды. М., Изд-во АН СССР 1960.
5. Гамбурцев Г. А., Ризниченко Ю. В. О фазовой корреляции при сейсмической разведке по КМПВ. — ДАН СССР, т. 50, 1945.
6. Флотов О. К. К вопросу о корреляции отражений при дискретных системах наблюдений. — Разведочная геофизика, вып. 17, 1966.
7. Гольдин С. В. Об использовании амплитудных соотношений в фазовой корреляции сейсмических волн. — Геология и геофизика, № 5, 1963.
8. Гольдин С. В. Помехоустойчивость амплитудных критериев фазовой корреляции сейсмических волн. — Геология и геофизика, № 4, 1966.
9. Гольдин С. В. Помехоустойчивость временных критериев фазовой корреляции сейсмических волн. — Геология и геофизика, № 9, 1966.
10. Гольдин С. В. Логические схемы корреляции сейсмических волн. — В сб. «Вопросы обработки геолого-геофизических данных на ЭЦВМ». Новосибирск, «Наука», 1967.
11. Гольдин С. В. О числе признаков в статистических классификациях. — Сб. «Применение математических методов при геологических исследованиях в Западной Сибири». Труды Зап.-Сиб. НИГНИ. Тюмень, 1968.
12. Гольдин С. В. Одновременное распознавание образов в связи с задачей корреляции волн. — Геология и геофизика, № 2, 1969.
13. Гольдин С. В., Кутюлин В. А. О петрохимии траппов Кузьмовского и Катанского комплексов Сибирской платформы. — Сов. геология, № 12, 1964.
14. Гольдин С. В., Поплавский Н. Н. Построение нелинейной разделяющей поверхности при распознавании пересекающихся образов. — Сб. «Применение математических методов при геологических исследованиях в Западной Сибири». Труды Зап.-Сиб. НИГНИ., вып. 18, Тюмень, 1968.
15. Комплексная интерпретация геологических и геофизических данных на вычислительных машинах. Под ред. Ш. А. Губермана. Тр. МИНХ и ГП, вып. 62. М., «Недра», 1966.
16. Леман Э. Проверка статистических гипотез. М., «Наука», 1964.
17. Лурье А. Г. Количественная оценка достоверности дискретной корреляции. — Геология и геофизика, № 5, 1967.
18. Надарая Э. А. О непараметрических оценках плотности вероятности и регрессии. — Теория вероятностей и ее применения, т. X, вып. 2, 1965.
19. Писаренко В. Ф., Раупшант Г. Г. Статистическая классификация по нескольким признакам. — Сб. «Вычислительная сейсмология», вып. 2. «Наука», 1966.
20. Пузырев Н. Н. Интерпретация данных сейсморазведки методом отраженных волн. М., Гостехиздат, 1959.
21. Пузырев Н. Н. К теории интерпретации точечных сейсмических наблюдений. — Геология и геофизика, № 9, 1963.
22. Пузырев Н. Н., Крылов С. В., Потапьев С. В. Точечные сейсмические зондирования. М., «Наука», 1965.
23. Anderson T. W., Bohadur R. R. Classification into two multivariate normal distributions with different covariance. — Annals of Mathematical Statistics, v. 33, № 2, 1962.
24. Cochran W. G. On the parformance of the linear discrimination function. — Technometrics, v. 6, № 2, 1964.
25. Cochran W. G. Comparison of two methods of handling covarites in discriminatory analysis. — Annals of the Institut of Statistical Mathematic, v. XVI, № 1—2, 1964.
26. Cacoullos Theophilas. Estimation of a multivariate density. — Annals of Institut statist. Math., № 2, 1966, 18.
27. Masachi Okamoto. An asymptotic expansion for the distribution of the linear discrimination function. — Annals of Mathematical Statistics, v. 34, № 4, 1963.
28. Weister J. M., Dunn O. J. Elimination of variate in linear discrimination problems. — Biometrika, v. 22, № 2, 1966.

Использование функций взаимной корреляции сейсмических трасс для увязки сейсмических наблюдений

В работе строится достаточно общая статистическая модель сейсмического волнового поля и на основе этой модели исследуются свойства функции взаимной корреляции трасс, принадлежащих как одной, так и разным сейсмограммам. Исследование этих свойств имеет важное значение для сопоставления отдельных трасс и сейсмограмм при дискретной корреляции сейсмических волн, а также для определения статических и кинематических поправок при позиционной корреляции.

§ 1. Математическая модель

1. Как показано в [11], отдельную трассу сейсмограммы на выходе АРУ можно рассматривать как сумму двух независимых процессов: «сигнального» $Z(t)$, представляющего собой наложение большого числа импульсов одинаковой формы, времена которых образуют, согласно экспериментальным данным [12], пуассоновский процесс, и «шумового» процесса $N(t)$:

$$X(t) = Z(t) + N(t), \quad (1)$$

где

$$Z(t) = \sum_k a_k S(t - \tau_k); \quad (2)$$

$S(t)$ — форма отдельного импульса, $S(t) = 0$ при $t < 0$;

a_k — амплитуда импульса;

τ_k — время прихода импульса.

Сигнальная часть сейсмограммы при этом представляется совокупностью импульсов однократно отраженных волн и волн, близких к ним по форме записи (кратные), а к помехам относятся все прочие виды волн (в частности, распространяющиеся вдоль или вблизи поверхности и микросейсмь). Если считать, что амплитуды a_k импульсов одинаково распределены и статистически независимы между собой и от всех времен прихода τ_k . то, как известно [7], математическое ожидание сигнального процесса свя-

зано с формой импульса $S(t)$ соотношением

$$MZ(t) = \gamma \bar{a} S(t), \quad (3)$$

где M — знак математического ожидания, $\bar{a} = Ma_k$;

γ — среднее число сигналов, появляющихся в единицу времени. При t достаточно больших по сравнению с длительностью отдельного импульса центрированная функция автокорреляции $B_z(\tau, t)$ процесса $Z(t)$ не зависит от t , т. е. можно положить

$$B_z(\tau, t) = B_z(\tau).$$

При этом (теорема Кэмпбелла [7]) функция автокорреляции отдельного импульса

$$B_s(\tau) = \int_0^{\infty} S(t+\tau) S(t) dt$$

связана с $B_z(\tau)$ соотношением

$$B_z(\tau) = \gamma \bar{a}^2 B_s(\tau), \quad \bar{a}^2 = Ma_k^2. \quad (4)$$

Рассмотрим теперь совокупность сейсмических записей, полученных в точках профиля $x_0 = 0, x_1, \dots, x_n$ (рис. 1). Считая для простоты форму импульсов всех отраженных волн на всех трассах одинаковой, мы можем представить сигнальную часть записи в точке x в виде

$$Z(t, x) = \sum_k a_k S(t - \tau_k - \Delta t_k(x)), \quad \Delta t_k(x) = x/V_k^*, \quad (5)$$

где τ_k — «время прихода» k -й волны в точку профиля $x = 0$; V_k^* — «кажущаяся скорость» k -й волны.

Предположим, что для каждого x приращения времен годографов отдельных отраженных волн удовлетворяют следующему условию (которое в дальнейшем будем называть кратко условием независимости): все Δt_k есть взаимно независимые и одинаково распределенные случайные величины. При этом условии, если времена прихода волн τ_k в точку $x = 0$ образуют пуассоновский процесс, то, согласно [1] (теорема 2.2, стр. 248), таков же будет процесс прихода волн для всех иных точек x , т. е. для всех трасс будет выполнена теорема Кэмпбелла [8].

Заметим, что кажущаяся скорость V_k^* в общем случае будет функцией координаты: член x/V_k^* в (5) должен быть заменен, вообще говоря, соответствующим интегралом.

Удовлетворить указанному выше условию независимости можно двумя способами.

1-й состоит в том, что мы предварительно «спрямляем» сейсмозаписи (вводим в записи нормальные кинематические поправки, не вводя статических поправок). После этой операции приращения времен годографов отраженных волн между любыми двумя трассами при малых углах наклона горизонтов будут складываться из разности поправок за зону и рельеф между соответствующими точками приема и некоторой случайной компоненты, связанной с неоднородностью среды, влиянием интерференции и т. п. При этом пренебрегаем искажением формы сигналов за счет «спрямления» записей, что эквивалентно предположению о плавном изменении средней скорости с глубиной.

2-й способ состоит в том, что мы разбиваем трассы на интервалы такой длительности, чтобы в пределах каждого из них годографы отраженных волн имели в среднем одинаковую форму, а все отклонения отдельных годо-

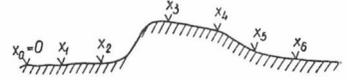


Рис. 1. Расстановка сейсмоприемников на профиле.

графов от этой средней формы носили случайный характер. Интервалы разбиения должны быть достаточно протяженными, чтобы можно было пренебречь краевыми эффектами. Так, статистический анализ сейсмических материалов по Удмуртии показал (§ 3), что при расстоянии между точками приема порядка 1 км приращения времен годографов опорных отражений в интервале времен 0,5 — 1,5 сек можно считать взаимно независимыми величинами.

Оба способа могут применяться совместно, так как они сводятся по существу к учету в том или ином виде систематики в приращениях времен годографов отраженных волн между двумя трассами, т. е. к исключению из величины $m = M\Delta t_k$ ее переменной составляющей, зависящей от времени.

Грубо говоря, построенная нами модель характеризуется следующими чертами: на совокупности спрямленных и зарегулированных записей (полученных без введения статических поправок) присутствует большое количество одинаковых по форме и некогерентных волн; в этой пачке волн наблюдается дисперсия кажущихся скоростей — отклонения скоростей отдельных волн от средней кажущейся скорости пачки; амплитуды отдельных волн случайным образом разбросаны вокруг некоторой средней величины.

2. Для описываемой модели справедливо следующее утверждение:

Т е о р е м а 1. Пусть $Z_1(t)$ и $Z_2(t)$ — две сейсмические трассы (без помех), полученные в точках профиля x_1 и x_2 . Пусть $f(\Delta t)$ — плотность распределения приращений времен $\Delta t_k = \Delta x / V_k^*$ прихода волн между этими двумя точками, $\Delta x = x_2 - x_1$, $B_z(\tau)$ — функция автокорреляции отдельной трассы. Тогда при больших t функция взаимной корреляции этих трасс не зависит от t

$$R_z(t, \tau) = M[Z_1(t + \tau) - MZ_1(t + \tau)]Z_2(t) - MZ_2(t) = R_z(\tau) \quad (6)$$

и имеет вид

$$R_z(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} B_z(\tau - \Theta) f(\Theta) d\Theta = \overline{\gamma a^2} \int_{-\infty}^{\infty} B_s(\tau + \Theta) f(\Theta) d\Theta \quad (7)$$

или, в спектральной форме,

$$r_z(i\omega) = b_z(\omega) \Psi_{\Delta t}(i\omega) = \overline{\gamma a^2} |S(i\omega)|^2 \Psi_{\Delta t}(i\omega), \quad (8)$$

где $r_z(i\omega)$, $b_z(\omega)$ и $S(i\omega)$ — спектральные плотности функций $R_z(\tau)$, и $S(t)$, $\Psi_{\Delta t}(i\omega)$ — характеристическая функция случайной величины Δt_k (т. е. сопряженное преобразование Фурье от плотности распределения $f(\Delta t)$).

Доказательство теоремы дано в приложении.

Отметим, что основное свойство построенной модели, выражаемое формулой (7), получено в предположении, что все волны, образующие в совокупности сигнальный процесс $z(t)$, прослеживаются по всему профилю (всей площади) наблюдения. В действительности же на разных участках обычно наблюдается как исчезновение, так и появление новых волн. Тогда в предположении, что оба эти процесса — исчезновения и появления волн — независимы и имеют пуассоновский характер (в теории случайных потоков указанные процессы носят названия соответственно операций разрежения и сложения потоков [1]), нетрудно показать, что и в этом, более общем случае формула (7) остается верной с очевидной заменой параметра γ на иной масштабный множитель, учитывающий среднее число появляющихся и исчезающих волн.

Одно из наиболее важных применений функции взаимной корреляции трасс — увязка сейсмических записей в различных точках наблюдения при дискретной корреляции, а также, если речь идет об отдельной сейсмолите, определение статистических и кинематических поправок [8]. Поэтому мы будем изучать поведение $R_z(\tau)$ прежде всего с этой точки зрения. Очевид-

но, что если бы кажущиеся скорости всех волн были одинаковыми, т. е. Δt_k не зависело от k (в этом случае $f(\Delta t)$ была бы δ -функцией: $\psi_{\Delta t}(i_k) \equiv 1$), то положение главного максимума $R_z(\tau)$ точно определяло бы средний сдвиг $m = M\Delta t_k$ одной трассы относительно другой, а $R_z(\tau)$ совпадала бы по форме с функцией автокорреляции сигнала $B_s(\tau)$. Разброс кажущихся скоростей приводит к тому, что $R_z(\tau)$, согласно (7), есть результат сглаживания функции автокорреляции $B_z(\tau)$ (или $B_s(\tau)$) с весом $f(\tau)$, или, на частотном языке, $r_z(i\omega)$ есть результат пропускания «сигнала» $b_z(i\omega)$ через низкочастотный фильтр $\psi(i\omega)$. В самом деле, как известно [5], всякая характеристическая функция $\psi(i\omega)$ удовлетворяет неравенству

$$|\psi(i\omega)| \leq \psi(0) = 1, \quad -\infty < \omega < \infty, \quad (9)$$

т. е. максимум частотной характеристики «фильтра» $\psi(i\omega)$ приходится на нулевую частоту. Приводимые ниже типичные характеристические функции распределений — равномерного:

$$\psi(i\omega) = \frac{\sin a\omega}{a\omega} e^{im\omega} \quad (10)$$

(m — математическое ожидание, a — мера разброса, $a^2/3$ — дисперсия) и нормального:

$$\psi(i\omega) = \exp\left[im\omega - \frac{\sigma^2\omega^2}{2}\right] \quad (11)$$

(m — математическое ожидание, σ^2 — дисперсия) — иллюстрируют это положение.

Следовательно, учитывая колебательный характер $R_z(\tau)$ и $B_z(\tau)$ для сейсмограмм, можно ожидать понижения видимой частоты $R_z(\tau)$ по сравнению с $B_z(\tau)$, увеличения длительности и относительного уменьшения амплитуды основного максимума $R_z(\tau)$ по сравнению с побочными максимумами при увеличении разброса (дисперсии) кажущихся скоростей волн.

Далее, если $\psi_0(i\omega)$ — характеристическая функция случайной величины с нулевым математическим ожиданием ($m = 0$), то характеристическая функция случайной величины с тем же законом распределения, но отличным от нуля математическим ожиданием ($m \neq 0$) имеет вид

$$\psi(i\omega) = \psi_0(i\omega) e^{im\omega}, \quad (12)$$

т. е. «фильтр» $\psi(i\omega)$ по сравнению с $\psi_0(i\omega)$ вносит дополнительное опережение на величину m . Напомним, что величина $m = M\Delta t_k$ — относительный средний сдвиг коррелируемых трасс — есть основной параметр, который мы хотим добыть из функции $R_z(\tau)$. С этой точки зрения имеет смысл рассмотреть 3 типа распределений случайной величины Δt_k : положительно определенные, симметричные и распределения общего вида.

3. Распределение $f(\Delta t)$ случайной величины Δt_k назовем положительно определенным (см. (5)), если при $m = 0$ соответствующая ему характеристическая функция положительна (например, нормальное распределение (11)). В этом случае при $m = 0$ функция плотности четная, а так как и $B_z(\tau)$ — четная, то $R(\tau)$ — четная и даже положительно определенная функция. Вследствие этого положение главного максимума $R_z(\tau)$ в точности определяет величину относительного сдвига коррелируемых трасс, т. е. если τ_0 — величина τ , при которой $R_k(\tau)$ достигает наибольшего своего значения, то $\tau_0 = M\Delta t_k = m$. Следовательно, такие распределения (и в частности, нормальное) наиболее благоприятны для определения величины m по максимуму функции взаимной корреляции двух трасс.

4. Более широким, чем класс положительно определенных распределений, является класс симметричных распределений с симметричной функ

цией плотности. К этому классу, например, принадлежит равномерное распределение (10). В случае симметричной плотности $f(\Delta t)$ в силу того, что всякая функция автокорреляции четна, $R_z(\tau)$ будет также симметричной функцией. Однако в этом случае (если только $f(\Delta t)$ не положительно определена), вообще говоря, нельзя гарантировать ни единственности главного (наибольшего) максимума $R_z(\tau)$ (так как $R_z(\tau)$ может иметь несколько одинаковых максимумов), ни того, что положение главного максимума определяет относительный средний сдвиг трасс. В этом случае сдвигу трасс может соответствовать как максимум, так и минимум функции.

Рассмотрим в качестве примера симметричного, но не определенного положительно распределения равномерное распределение. Пусть Δt_k распределено равномерно в интервале $(m - a, m + a)$, a — параметр разброса. Возьмем функцию автокорреляции простейшего вида: $B_z(\tau) = \cos \omega_0 \tau$ — это функция автокорреляции синусоидального колебания. Подставляя в (7) $B_z(\tau)$ и функцию плотности равномерного распределения:

$$f(\Delta t) = \begin{cases} a/2, & m - a < \Delta t < m + a \\ 0, & \Delta t < m - a; \Delta t > m + a, \end{cases} \quad (13)$$

получим

$$R_z(\tau) = \frac{\cos(2\pi\tau/T_0) \sin(2\pi a/T_0)}{2\pi a/T_0}, \quad T_0 = 2\pi/\omega_0. \quad (14)$$

В (14) для упрощения вида формулы мы положили $m = 0$, так как выводы, полученные для $m = 0$, остаются справедливыми для любого m . Из (14) видно, что когда разброс a приращений времен меньше $1/2$ периода T_0 функции автокорреляции, точке $\tau = 0$ соответствует максимум $R_z(\tau)$, т. е. положение максимума $R_z(\tau)$ позволяет верно определить величину сдвига между трассами $m = 0$ (при $m \neq 0$ вывод будет совершенно аналогичным). Наоборот, при $a > 1/2 T_0$ $R_z(\tau) < 0$ и в точке $\tau = 0$ $R_z(\tau)$ имеет минимум. Следовательно, при $\tau > 1/2 T_0$ определение сдвига трасс по максимуму функции автокорреляции в данном случае невозможно.

5. Распределения общего вида. Если уже в случае симметричных распределений определение сдвига трасс по максимуму функции взаимной корреляции становится невозможным при разбросе приращений времен Δt_k на годографах выше $1/2$ видимого периода волн, то при асимметричной функции распределения $f(\Delta t)$ возможности определения сдвига m по максимуму $R_z(\tau)$ еще меньше, так как в этом случае положение максимума $R_z(\tau)$ уже не является несмещенной оценкой сдвига трасс. Максимум $R_z(\tau)$ оказывается смещенным по оси τ относительно точки $\tau = m$, и тем в большей степени, чем более асимметрична плотность распределения $f(\Delta t)$ и чем больше разброс (дисперсия) этого распределения. Поэтому при резко асимметричных распределениях пользоваться максимумом функции взаимной корреляции для определения среднего сдвига трасс нельзя.

С учетом изложенного важное значение приобретает следующее утверждение, указывающее на возможность определения сдвига трасс при любых распределениях $f(\Delta t)$:

Т е о р е м а 2. Каковы бы ни были плотность распределения $f(\Delta t)$ и функция автокорреляции сигнала $B_z(\tau)$, если существуют соответствующие интегралы, то

$$m = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \tau R_z(\tau) d\tau}{\int_{-\infty}^{\infty} B_z(\tau) d\tau}. \quad (15)$$

Таким образом, эта теорема указывает, по крайней мере в принципе, на возможность преодоления «полупериодного барьера» ($a < T_0^{1/2}$), указанного в предыдущем пункте.

6. Исследуем характер изменения вида функции $R_z(\tau)$ с ростом разброса приращений времен годографов между коррелируемыми трассами на примере сигнала с «гауссовским» спектром (достаточно близким к спектрам многих реальных сейсмических сигналов) вида

$$b_s(\omega) = k \left[\exp \left(-\frac{(\sigma - \omega'_0)^2}{2\sigma_\omega^2} \right) + \exp \left(-\frac{(\omega + \omega'_0)^2}{2\sigma_\omega^2} \right) \right], \quad k > 0. \quad (16)$$

Функция автокорреляции сигнальной части сейсмограмм в этом случае имеет вид

$$B_z(\tau) = B \exp \left(-\frac{\delta_\omega^2 \tau^2}{2} \right) \cos \omega'_0 \tau, \quad B = B_z(0). \quad (17)$$

При $\sigma_\omega^2/\omega_0'^2 \ll 1$, что и имеет место обычно для сейсмических сигналов, величины ω'_0 и σ_ω имеют смысл соответственно видимой круговой частоты и среднеквадратической ширины спектра. Тогда, если распределение приращений времен $f(\Delta t)$ гауссовское с дисперсией σ^2 , то, как нетрудно проверить, функция взаимной корреляции $R_z(\tau)$ двух трасс имеет вид

$$R_z(\tau) = \frac{B}{\sqrt{1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2}} \exp \left[-\frac{\omega_0'^2 \sigma^2}{2(1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2)} \right] \exp \left[-\frac{\sigma_\omega^2 \tau^2}{2(1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2)} \right] \times \\ \times \cos \frac{\omega'_0}{1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2} \tau. \quad (18)$$

Положим средний сдвиг трасс m равным нулю, что не меняет общности рассуждений. Сравнивая последние две формулы, видим, что $R_z(\tau)$ как функция τ имеет точно такой же вид, что и $B_z(\tau)$ с заменой параметра ω'_0 на $\omega'_0/(1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2)$ и параметра σ_ω^2 на $\sigma_\omega^2/(1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2)$. Если $T'_0 = 2\pi\omega'_0$ — видимый период функции $B_z(\tau)$, то это означает, что видимый период T'_{OR} функции $R_z(\tau)$ с ростом отношения σ/T'_0 растет как

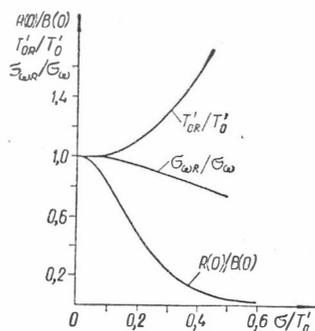
$$T'_{OR} = T'_0 \left[1 + 4\pi^2 \left(\frac{\sigma}{T'_0} \right)^2 \left(\frac{\sigma_\omega}{\omega'_0} \right)^2 \right], \quad (19)$$

среднеквадратичная ширина спектра $\sigma_{\omega R}$ функции $R_z(\tau)$ убывает как

$$\sigma_{\omega R} = \frac{\sigma_\omega}{\sqrt{1 + 4\pi^2 \left(\frac{\sigma}{T'_0} \right)^2 \left(\frac{\sigma_\omega}{\omega'_0} \right)^2}}, \quad (20)$$

а амплитуда $R_z(0)$ как

$$R_z(0) = \frac{B_z(0)}{\sqrt{1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2}} \exp \left[-\frac{\omega_0'^2 \sigma^2}{2(1 + \sigma^2 \sigma_\omega^2)} \right]. \quad (20a)$$



Отсюда можно заключить, что с ростом дисперсии распределения $f(\Delta t)$ видимый период функции $R_z(\tau)$ увеличивается быстрее, чем су-

Рис. 2. Зависимость амплитуды $R(0)$ главного максимума, видимой частоты ω_{0R} среднеквадратической ширины спектра $\sigma_{\omega R}$ функции $R_z(\tau)$ от отношения

$$\sigma/T'_0, T'_0 = 2\pi/\omega'_0, \sigma_{\omega}/\omega'_0 = 0,3.$$

Нормальный закон распределения приращений Δt_k с параметром σ .

жение частотного диапазона этой функции (рис. 2). Но на деле оба эти эффекта с трудом удастся заметить, так как их нелегко выделить на фоне помех: как показано в § 2, средняя квадратическая ошибка оценки функции $R_z(\tau)$ имеет тот же порядок, что и ошибка оценки функции $R_x(\tau)$, и не зависит от σ , в то время как максимальная амплитуда функции $R_z(\tau)$ быстро (экспоненциально) уменьшается с ростом σ , что отчетливо видно из рис. 2. Из результатов § 3 следует, что ожидаемые значения величины σ на интервале порядка 1 км не превосходят 4—5 мсек. Это при среднем периоде сигналов $T_0 = 25$ мсек означает, что $\sigma T'_0 \leq 0,2$. Отсюда, согласно приведенным выше выкладкам и рис. 2, следует возможность определения параметров сигнала по функции взаимной корреляции трасс с введенными кинематическими поправками на базе обычно применяемых в МОВ взрывных интервалов $l \leq 1$ км без введения поправок на изменение этих параметров за счет дисперсии распределения $f(\Delta t)$.

§ 2. Разрешающие свойства функции взаимной корреляции.

Статистические оценки

1. Реальная трасса сейсмограммы $X(t)$ представляет собой сумму сигнального процесса $Z(t)$, модель которого построена выше, и помехи $N(t)$:

$$X(t) = Z(t) + N(t).$$

Считая помеху $N(t)$ стационарной с нулевым средним, эргодической и некоррелированной с $Z(t)$, получим для функции автокорреляции трассы $B_x(\tau)$ выражение

$$B_x(\tau) = MX(t)X(t+\tau) = B_z(\tau) + B_N(\tau), \quad (21)$$

а для функции взаимной корреляции двух трасс с учетом (7)

$$R_x(\tau) = R_z(\tau) + R_N(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} B_z(t+\Theta) f(\Theta) d\Theta + R_N(\tau). \quad (22)$$

Здесь $B_N(\tau)$ — функция автокорреляции помех; $R_N(\tau)$ — функция взаимной корреляции помех на двух трассах; $R_z(\tau)$ — функция взаимной корреляции сигнальных процессов.

Рассмотрим два случая: а) случай коррелированных и б) не коррелированных по профилю помех.

а) Помехи по профилю не коррелированы: $R_N(\tau) = 0$. Тогда (22) превращается в

$$R_x(\tau) \equiv R_z(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} B_z(\tau + \Theta) f(\Theta) d\Theta. \quad (23)$$

Этот случай реализуется, когда помеха есть хаотический набор волн с широким спектром кажущихся скоростей или когда волны-помехи имеют годографы более короткие, чем расстояния между рассматриваемыми точками приема. Из сопоставления (21) с (23) следует, что при малости дисперсии распределения $f(\Delta t)$ функция взаимной корреляции двух трасс позволяет получить более точную оценку параметров сигнала $S(t)$, чем функция автокорреляции, которая всегда осложнена мешающим членом $B_N(\tau)$.

б) Помеха коррелирована по профилю: $R_N(\tau) \neq 0$. Физически это модель пачки волн с близкими кажущимися скоростями, но может быть, конечно, и более сложная картина: несколько пачек волн с существенно различными скоростями. Рассмотрим простейшую ситуацию: все полезные волны имеют одинаковую кажущуюся скорость $V_s^*(X)$, все волны-помехи имеют также одинаковую скорость $V_N^*(x)$ и она существенно отличается от $V_s^*(x)$, например $V_N^*(X) < V(X)$. Пусть $B_z(\tau)$ и $B_N(\tau)$ — соответствующие функции автокорреляции. Тогда в силу отсутствия дисперсии скоростей в каждой из пачек

$$R_z(\tau) = B_z\left(\tau - \frac{\Delta x}{V_s^*}\right),$$

$$R_N(\tau) = B_N\left(\tau - \frac{\Delta x}{V_N^*}\right).$$

Если расстояние между точками приема $\Delta x = 0$, т. е. вычисляется функция автокорреляции одной трассы то положения главных максимумов функций $R_x(\tau)$ и $R_N(\tau)$ совпадают: оба максимума находятся в точке $\tau = 0$. Но с увеличением Δx эти максимумы все более и более расходятся: максимум $R_N(\tau)$ все более отстает на оси τ от максимума $R_z(\tau)$, и если длительности $R_N(\tau)$ и $R_x(\tau)$ достаточно малы, то, начиная с некоторого расстояния Δx между коррелируемыми трассами, наступает полное разрешение «сигналов» $R_z(\tau)$ и $R_N(\tau)$.

Теоретический пример такого разрешения представлен на рис. 3. На этом рисунке волны-помехи отличаются от полезных волн существенно меньшей средней кажущейся скоростью. Годографы тех и других волн из об-

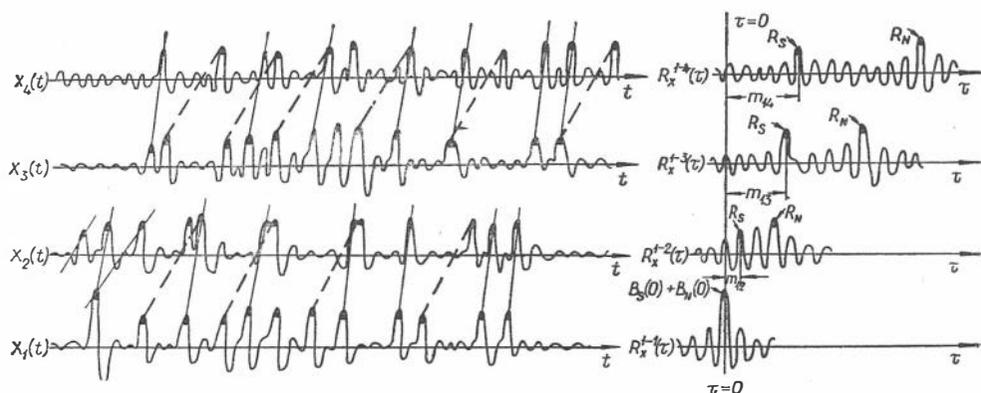


Рис. 3. Пример разрешения пачек волн с помощью функции взаимной корреляции: $x_i(t)$, $i=1, 2, 3, 4$ — трассы сейсмограммы, $R_x^{i-j}(\tau)$ — функция взаимной корреляции i -й и j -й трасс.

ражены на рис. 3 тонкими прямыми линиями. Между 2 и 3-й трассами сейсмограммы все годографы терпят разрыв — в этом месте имеется резкое изменение мощности зоны малых скоростей. Справа от сейсмограммы представлены функции взаимной корреляции соответствующих трасс с 1-й трассой сейсмограммы. В частности, 1-я, самая нижняя, кривая $R_x^{-1}(\tau)$ есть просто функция автокорреляции 1-й трассы сейсмограммы. На этой кривой максимумы корреляции сигналов и помех не разрешены — они оба находятся в точке $\tau = 0$. На следующей трассе $R_z^{1-2}(\tau)$ максимумы корреляции сигналов R_z и помех R_N разделены во времени, но все еще близки, так что максимум корреляции сигналов R_z амплитудно не выражен. Наконец, на 3 и 4-й трассах R_z и R_N уже достаточно разрешены и положение максимума корреляции сигналов R_z определяется вполне надежно. Заметим, что на рис. 3 $R_z < R_N$, т. е. средняя энергия сигналов меньше средней энергии помех на сейсмограмме, но это несколько не мешает определению положения максимума при достаточном расстоянии между коррелируемыми трассами. Если к тому же трассы, помимо коррелированных по x помех, содержат некоррелированные, то, согласно (23), при $\Delta x \neq 0$ некоррелированные помехи подавляются. Таким образом, можно сказать, что преобразование исходной сейсмограммы в набор функций взаимной корреляции отдельных трасс создает эффект, подобный применению интерференционной системы, происходит подавление хаотических помех и разрешение пачек волн по кажущимся скоростям (именно п а ч е к, а не отдельных волн, как в обычных интерференционных системах). Наличие дисперсии скоростей волн в пачках не меняет картины принципиально, но смазывает описанный эффект.

Мы видим, что вычисление функции взаимной корреляции двух трасс создает определенный «интерференционный эффект», проявляющийся в разделении (на оси τ) максимумов корреляции отраженных волн и волн-помех и существенно зависящий от выбора расстояния Δx между трассами (что в какой-то мере подобно влиянию выбора шага между сейсмоприемниками при обычном группировании). Однако имеется принципиальное различие между обычными интерференционными системами и «интерференционным эффектом» функции взаимной корреляции двух трасс. В обычных интерференционных системах участвует много точек приема на профиле, сигналы суммируются по оси x и поэтому системы весьма чувствительны к изменению свойств ЗМС вдоль профиля (нуждаются в обязательном учете статических поправок, если они сколько-нибудь велики). При вычислении же функций взаимной корреляции используется всего две трассы сейсмограммы, производится своеобразное суммирование сигналов по оси τ , как в методе асинхронного накопления [12], и поэтому «интерференционный эффект» оказывается в значительной степени независимым от поведения ЗМС на базе приема (рис. 3). Правда, достигается это ценой утраты индивидуальной информации об отдельных полезных волнах. Но утраченную информацию можно впоследствии восстановить, применив, после введения полученных по $R_x(\tau)$ статических поправок, обычные интерференционные системы.

2. Рассмотрим влияние конечности интервала интегрирования. Функция взаимной корреляции определяется как интеграл по бесконечному интервалу (см (7)). На практике же мы всегда интегрируем по конечному интервалу. Чем он меньше, тем больше отличие получаемой оценки от истинной функции. Оценим величину этого различия. Пусть $R_z(\tau)$ — оценка функции $R_z(\tau)$ по интервалу сейсмограммы без помех длительности T :

$$R_z^T(\tau) = \frac{1}{T} \int_0^T Z_1(t + \tau) Z_2(t) dt. \quad (24)$$

Тогда, как нетрудно показать, если T — достаточно велико по сравнению с длительностью сигнала $S(t)$, $\gamma \gg 1$ (γ — число волн, приходящих в единицу времени) и $\sigma_z^2(\tau)$ — дисперсия этой оценки:

$$\sigma_z^2(\tau) = M |R_z^T(\tau) - R_z(\tau)|,$$

то в предположении стационарности и эргодичности процесса $Z(t)$ имеем

$$\sigma_z^2(\tau) \leq \sigma_z^2(0), \delta_z^2(\tau) \xrightarrow{\tau \rightarrow \infty} \sigma_z^2(\infty), \quad (25)$$

где

$$\sigma_z^2(0) \approx \frac{2}{T} \int_0^{\infty} [B_z^2(\eta) + R_z^2(\eta)] d\eta \leq \frac{4}{T} \int_0^{\infty} B_z^2(\eta) d\eta, \quad (26)$$

$$\sigma_z^2(\infty) \approx \frac{2}{T} \int_0^{\infty} B_z^2(\eta) d\eta. \quad (27)$$

Как видно из сравнения (26) и (27), отношение между максимальной и асимптотической оценками не превышает 2.

Если на сейсмограмме $X(t)$ присутствует стационарная нормальная помеха $N(t)$, не коррелированная с сигнальной составляющей и не коррелированная по профилю, то при тех же предположениях (γ и T — велики) дисперсия $\sigma_x^2(\tau)$ оценки $R_x^T(\tau)$ функции взаимной корреляции сейсмограммы равна:

$$\sigma_x^2(\tau) \approx \sigma_z^2(\tau) + \frac{2}{T} \int_0^{\infty} B_N^2(\eta) d\eta, \quad (28)$$

где $B_N(\tau)$ — функция автокорреляции помехи.

С точки зрения увязки трасс наибольший интерес представляют значения дисперсии $\sigma_x^2(\tau)$ функции $R_x^T(\tau)$ в окрестности точки $\tau = m$ (m — средний сдвиг увязываемых трасс), но так как величина m заранее не известна, невозможно определить и соответствующие значения дисперсии. Нужна более простая и удобная с точки зрения практической оценки мера ошибки определения функции $R_x(\tau)$. В качестве таковой попробуем взять среднюю величину дисперсии $\sigma_x^2(\tau)$ оценки $R_x^T(\tau)$ на всей оси τ , т. е. величину

$$\sigma_R^z = \lim_{T_1 \rightarrow \infty} \frac{1}{2T_1} \int_{-T_1}^{T_1} \sigma_x^2(\Theta) d\Theta. \quad (29)$$

Простые выкладки показывают, что при сделанных предположениях (γ и T — велики)

$$\sigma_R^z = \sigma_x^2(\infty) = \frac{2}{T} \int_0^{\infty} [B_z^2(\eta) + B_N^2(\eta)] d\eta, \quad (30)$$

т. е. средняя дисперсия оценки $R_x^T(\tau)$ совпадает с асимптотической дисперсией этой же оценки (см. (27)). Эту величину удобно и разумно выбрать в качестве меры ошибки оценки $R_x^T(\tau)$ по следующим соображениям:

а) Будучи средней величиной дисперсии оценки $R_x^T(\tau)$, она характеризует ошибку оценки $R_x^T(\tau)$ при любых τ , отличаясь от максимального значения дисперсии $\sigma_x^2(0)$ не более, чем вдвое (см. формулу (26)), и совпадая с истинным значением $\sigma_x^2(\tau)$ при больших τ .

б) Эта величина без труда оценивается по экспериментальным данным: если функции $B_z(\tau)$ и $B_N(\tau)$ известны, то непосредственно по формуле (30), если же $B_z(\tau)$ и $B_N(\tau)$ неизвестны, но известен, хотя бы примерно, интервал, вне которого $R_z(\tau)$ и $R_N(\tau)$ тождественно равны нулю, то в силу того, что σ_R^2 есть средняя дисперсия оценки $R_x^T(\tau)$, σ_R^2 может быть определена как среднее значение квадрата оценки $R_x^T(\tau)$ вне указанного интервала. Это означает следующее: если $(0, \tau_1)$ — интервал, вне которого $R_z(\tau) = R_N(\tau) \equiv 0$, то

$$\sigma_R^2 = \lim_{T_1 \rightarrow \infty} \frac{1}{T_1 - \tau_1} \int_{\tau_1}^{T_1} [R_x^T(\Theta)]^2 d\Theta, \quad (31)$$

и, следовательно, в качестве оценки σ_R^2 можно взять величину

$$\sigma_R^2 = \frac{1}{T_1 - \tau_1} \int_{\tau_1}^{T_1} [R_x^T(\Theta)]^2 d\Theta, \quad \tau_1 < T_1. \quad (32)$$

Ясно, что если интервал корреляции τ_1 известен лишь приближенно, то всегда можно взять величину τ побольше, «запасом».

в) Величина σ_R^2 не зависит от дисперсии σ^2 распределения $\hat{j}(\Delta t)$: она одинакова как при корреляции близких по профилю трасс (σ мала), так и далеких (σ велика), лишь бы не менялся вид закона распределения $\hat{j}(\Delta t)$. Это особенно удобно при увязке многих трасс, так как если вид распределения $\hat{j}(\Delta t)$ не меняется по площади и энергетический уровень и спектральный состав различных записей одинаковы, то оценку σ_R^2 достаточно определить всего один раз и она будет справедлива при увязке любой пары трасс из указанной совокупности, независимо от расстояния между ними.

В частности, независимость величины σ_R^2 от дисперсии распределения $\hat{j}(\Delta t)$ проявляется в том, что σ_R^2 есть одновременно средняя дисперсия оценки $B_x^T(\tau)$ функции автокорреляции отдельной трассы, и поэтому оценку (32) можно заменить такой оценкой:

$$\sigma_R^2 = \frac{1}{T_1 - \tau_1} \int_{\tau_1}^{T_1} [B_x^T(\Theta)]^2 d\Theta, \quad (33)$$

где, подобно предыдущему, τ_1 — такое значение τ , что при $\tau > \tau_1$ $B_x \equiv 0$.

Оценка (33) предпочтительнее оценки (32), так как в (32) интервал корреляции τ_1 зависит от неизвестного значения m и отчасти, за счет сужения полосы частот функции $R_x(\tau)$ с ростом дисперсии σ^2 распределения $\hat{j}(\Delta t)$, от величины σ^2 .

На практике, по-видимому, всегда можно дать хотя бы грубую оценку интервала корреляции τ_1 отдельной трассы. Кроме (33), можно получить обычную оценку дисперсии σ_R^2 как среднего квадрата отклонения оценок B_x^j по нескольким трассам от среднего из этих оценок.

Последнее свойство величины σ_R^2 (независимость ее от дисперсии распределения $\hat{j}(\Delta t)$ и совпадение ее со средней дисперсией оценки $B_x^T(\tau)$) определяет естественные границы применимости функции взаимной корреляции трасс для увязки сейсмических наблюдений: если интервал корреляции

ляции T фиксирован, то с увеличением расстояния по профилю между коррелируемыми трассами «амплитуда» функции взаимной корреляции постепенно уменьшается (см. рис. 2), в то время как средняя ошибка σ_R оценки этой функции остается неизменной.

§ 3. Сравнение модели с экспериментом

1. Теорема 1 указывает на важность изучения статистики распределения приращений времен прихода отраженных волн между коррелируемыми трассами. Особенно интересен, согласно п. 3 § 1, вопрос о принадлежности этих распределений классу положительно определенных распределений, так как этот класс характеризуется наиболее благоприятными с точки зрения практического использования корреляционных функций свойствами.

Такое изучение распределения приращений времен было предпринято по материалам МОВ на двух разведочных участках в Удмуртской АССР. Проверялась гипотеза о нормальности распределения приращений времен по годографам опорных отражений между трассами t_0 в интервале времен 0,5—1,5 сек по соседним стоянкам на профиле. Среднее расстояние между сопоставляемыми трассами (т. е. взрывной интервал) равнялось 870 м. Гипотеза о нормальности распределения проверялась методом моментов [3]. С целью учета изменения математических ожиданий приращений времен по профилю для каждой пары соседних стоянок вычислялось среднее приращение времени для годографов опорных отражений. Полученная величина вычиталась из индивидуальных значений приращений Δt_0 и полученные отклонения от среднего обрабатывались в совокупности по каждому профилю. Результаты обработки представлены в табл. 1.

Таблица 1

№ участка	№ профиля	N	σ^2 , мсек ²	G_1/σ_1	G_2/σ_2	g_1	g_2
1	1	59	19,0	1,06	0,306	0,33	0,07
	2	41	28,4	-1,55	0,306	-0,58	0,04
	3	56	13,0	0,134	1,84	0,06	0,91
	4	78	14,0	1,99	1,79	0,54	0,80
	4*	67	10,5	-0,31	0,403	-0,09	0,13
В целом по участку		234	17,6	0,138	1,34	0,02	0,40
2	1	53	11,5	1,37	0,64	0,47	0,20
	2	36	17,1	0,22	0,028	0,09	-0,28
В целом по участку		89	13,8	0,22	-0,9	0,06	-0,51
3	1	546	24,8	1,8	3,34	0,18	0,54

В табл. 1 N есть число определений значений приращений времен Δt_0 на данном профиле; σ^2 — дисперсия приращений времен Δt_0 на базе взрывного интервала для годографов опорных отражений; g_1 , g_2 — показатели асимметрии и эксцесса распределения; G_1 , G_2 — статистики, связанные с 3 и 2-м моментами распределения Δt_0 ; σ_1^2 и σ_2^2 — дисперсия этих статистик (определения и формулы для вычисления всех этих величин см. в [3], стр. 281—282). Статистики G_1 и G_2 распределены асимптотически нормально. Гипотеза о нормальности распределения Δt_0 должна быть отвергнута в случае достаточно больших отношений G_1/σ_1 и G_2/σ_2 . Так, для обычного в статистике 5%-ного уровня значимости критическое значение отдельного

отношения равно примерно 2. Из табл. 1 видим, что ρ первому и второму участкам такое высокое значение статистики (G_1/σ_1) достигается всего лишь в одном случае, для 4-го профиля 1-го участка. Анализ данных по этому профилю показал, что аномально большие значения статистик G_1 и G_2 здесь связаны с ненормально высокой дисперсией приращений времен Δt_0 между двумя соседними стоянками в середине профиля. Величина указанной дисперсии намного превышает среднюю дисперсию приращений Δt_0 на профиле, и с высокой степенью надежности (например, по критерию Фишера [3]) значения приращений времен для данной пары стоянок должны быть исключены из рассмотрения, так как они нарушают однородность всей совокупности. Пересчет статистик после исключения указанных значений дал достаточно низкие значения статистик (строка 4* в табл. 1). В целом же по каждому участку средние значения статистик получились достаточно низкими. Это позволяет сделать вывод о том, что с высокой степенью надежности для рассматриваемого района нет оснований отвергнуть гипотезу о нормальности распределения приращений времен Δt_0 , т. е. можно считать, что эти приращения между любыми двумя соседними стоянками распределены нормально для данного района. По теореме сложения для гауссовых случайных величин [5] отсюда следует нормальность приращений времен Δt_0 между произвольными (не обязательно соседними) стоянками на профиле и на площади.

Укажем, что отмеченные выше аномальные значения приращений времен относятся к волнам, отраженным от границ так называемой сарайлинской свиты. Эта свита, как известно из геологии данного района, залегает, как правило, несогласно как с выше-, так и с нижележащими отложениями. Используя эти геологические сведения, мы могли бы заранее, до начала расчетов, приведенных выше, исключить из обработки интервал записи, соответствующий отражениям от этой свиты, и с самого начала получить более качественные и надежные результаты. Очевидно, такое же замечание справедливо и по отношению к методике увязки сейсмических записей с помощью корреляционных функций. Более того, исследованные выше свойства функции $R_z(\tau)$ позволяют надеяться на то, что поведение функции взаимной корреляции трасс на разных участках сейсмической записи позволит, в определенных случаях, уточнить положение или даже обнаружить существование в разрезе угловых несогласий.

Данные по третьему участку в табл. 1 получены из материалов совсем другого района — Астрахани. Здесь на лентах в интервале времен 0,9—3,3 сек прослеживается большое количество волн, многие из которых являются кратными. Взрывной интервал $l = 600$ м. Большие значения статистики G_1/σ_1 и особенно G_2/σ_2 заставляют отвергнуть гипотезу о нормальности закона распределения приращений на этом участке. Возможно, ненормальность закона распределения приращений в данном случае связана с наличием на записи большого числа кратных волн. В то же время следует иметь в виду, что хотя распределение Δt_0 в этом случае заведомо ненормально, но само отклонение распределения от нормального закона, как показывают значения показателей асимметрии g_1 и эксцесса g_2 , невелико.

Обращает на себя внимание удивительно хорошее совпадение значений дисперсии σ^2 распределений на всех трех обработанных участках. Совпадение станет еще более наглядным, если перейти от дисперсий σ^2 к стандартным отклонениям σ : величина σ меняется от 3,7 мсек (2-й участок, Удмуртия) до 5,0 сек (3-й участок, Астрахань). Близость полученных значений σ для столь различных в геологическом отношении районов позволяет предположить, что полученные значения σ , возможно, типичны для обширных территорий европейской части Союза.

Проверка приращений Δt_0 для волн, соседних по времени прихода, на 1 и 2-м участках с помощью критерия R [2] не обнаружила корреляции между указанными приращениями, что подтверждает предположение об их независимости, используемое в формулировке теоремы 1.

Определение дисперсии приращений Δt_0 на базе двух взрывных интервалов (1540 м) для ряда профилей 1 и 2-го участков дало результаты, приведенные в табл. 2.

Т а б л и ц а 2

Данные табл. 2 свидетельствуют о наличии заметной корреляции по профилю между приращениями Δt_0 : если бы приращения были независимыми по профилю, то на базе двух взрывных интервалов дисперсия σ^2 приращений должна была быть вдвое больше величины σ^2 на базе одного взрывного интервала, в то время как на деле σ^2 на базе двух взрывных интервалов в среднем всего в полтора раза больше величины σ^2 на базе одного

№ участка	№ профиля	σ^2 , мсек ²	
		$l=870$ м	$l=1540$ м
1	1	19,0	23,0
1	3	13,0	20,0
1	4	14,0	28,0
2	1	11,5	14,0
Среднее		14,4	21,2

взрывного интервала. Грубая проверка значимости расхождения между ожидаемым и фактическим соотношением дисперсии критерию Фишера [3] подтверждает указанный вывод о коррелированности приращений по профилю. Коррелированность приращений может рассматриваться с точки зрения решаемых нами практических задач как благоприятный фактор: она указывает на возможность предсказывать с определенной степенью точности величину и знак этих приращений, т. е. в конечном счете уменьшать фактическую дисперсию приращений, а значит, и увеличивать максимально допустимое расстояние по профилю между уязвляемыми трассами. Найдя по данным непрерывного профилирования зависимость σ^2 от расстояния между точками приема и воспользовавшись результатами § 1 (п. 6), можно получить обоснованные рекомендации по выбору расстояния между точечными зондированиями в соответствующем районе работ.

2. Для проверки эффективности увязки сейсмических записей с помощью корреляционных функций был проведен следующий эксперимент. Для ряда сейсмограмм по функциям взаимной корреляции трасс были определены статические поправки. Статические поправки вводились в годографы отраженных волн и затем сопоставлялись степени искаженности годографов до и после введения поправок. За меру искаженности бралась дисперсия наблюдаемого годографа относительно аппроксимирующей его по методу наименьших квадратов параболы. Спрямления записей при вычислении функций взаимной корреляции не производилось, но из полученных значений «статических поправок» вычиталась средняя для обрабатываемого интервала записи (0,75—1,25 сек) кинематическая поправка, находящаяся по известной для данного района зависимости средней скорости от глубины.

Результаты эксперимента представлены на рис. 4, на котором изображена зависимость дисперсии годографов до и после введения статических поправок для 10 различных сейсмограмм. На каждом графике проведена биссектриса 1-го координатного угла.

Сравнивая группировку экспериментальных точек относительно биссектрисы, видим, что когда дисперсии большинства годографов на сейсмограмме до введения поправок велики — превышают $80 \cdot 10^{-6}$ сек² (это соответствует существенно искаженным за счет ЗМС осям синфазности), введение поправок существенно уменьшает дисперсии (рис. 4, графики 1, 8, 9, 10); когда дисперсии большинства годографов до введения поправок умеренны ($< 80 \cdot 10^{-6}$ сек²), поправки либо не улучшают (рис. 4, графики 2, 3, 11), либо несколько увеличивают дисперсии, не выводя их из интервала $0-80 \cdot 10^{-6}$ сек² (рис. 4, графики 5, 6, 7). В этом нет ничего удивительного,

так как поправки определяются с некоторой ошибкой и в предельном случае, если бы влияния ЗМС не было и годографы имели идеальную теоретическую форму, введение поправок могло бы нарушить форму и привести к появлению некоторого разброса наблюдаемых времен вокруг осредняющей параболы.

Таким образом, результаты, представленные на рис. 4, позволяют заключить, что в данных условиях статические поправки, найденные описанным способом, позволяют исключить резкие искажения формы годографов отраженных волн за счет неоднородности ЗМС. Если такая форма имеет место. В противном случае, когда неоднородность ЗМС незначительна, полученные таким путем поправки, по крайней мере, не вносят существенных искажений в форму годографов. Это позволяет с успехом использовать данный

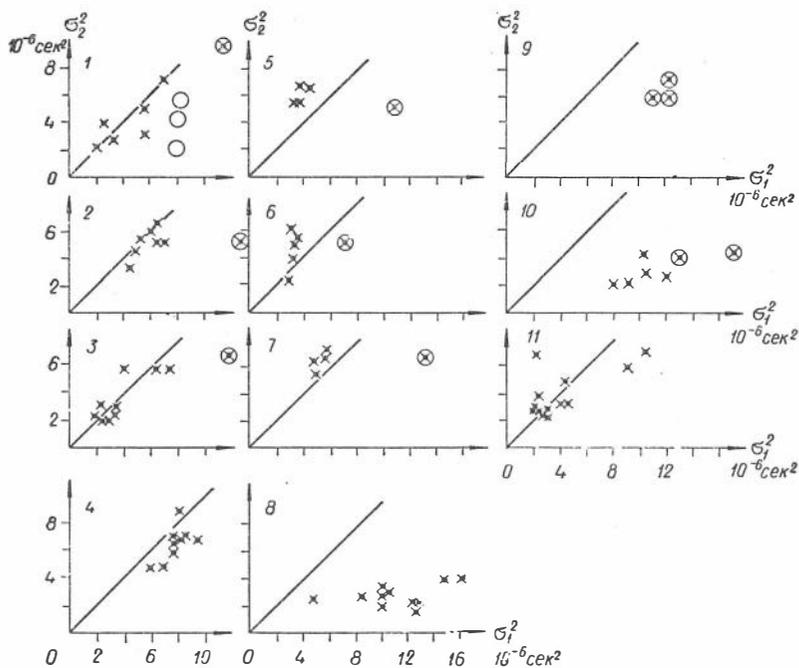


Рис. 4. Сопоставление дисперсий σ_1^2 годографов отраженных волн до и после введения поправок для различных лент (1—10 — номера лент).

метод определения статических поправок для целей машинной корреляции, при построении временных разрезов с помощью аппаратуры ПСЗ при обработке материалов РНП.

Заметим, что если на ленте существуют достаточно интенсивные отраженные волны, статические поправки без труда могут быть определены по годографам этих волн известным способом [6] без вычисления функций $R_x(\tau)$. С другой стороны, способ определения статических поправок с помощью функций взаимной корреляции имеет то достоинство, что он в принципе не требует участия человека, это чисто механический способ определения поправок, тогда как способ [6] требует предварительного прослеживания интенсивных волн человеком. Полученные результаты позволяют надеяться на успешность использования функций взаимной корреляции и при увязке дискретных наблюдений.

§ 4. Выбор фильтрации

Форма функции $R_x(\tau)$ очевидным образом зависит от выбранной фильтрации, и можно ожидать, что при некоторой надлежащим образом подобранной фильтрации оценка среднего сдвига m между трассами по положению максимума функции $R_x(\tau)$ будет наиболее точной, т. е. будет иметь минимальную дисперсию. Мы определим оптимальные в этом смысле фильтры в предположении, что процессы $Z(t)$ и $N(t)$ — нормальные с нулевым средним (как известно [7], с ростом γ процесс $Z(t)$ приближается к нормальному), а помеха $N(t)$ некоррелирована по профилю, т. е. выполнено условие (23). Удобно считать, что сопоставляемые трассы $X_1(t)$ и $X_2(t)$ вида (1) заданы на интервале времени $(-T/2, T/2)$. Переходя на время к дискретному представлению трасс, составим функцию правдоподобия, а затем, устремляя T к ∞ , получим после простых выкладок типа [14], возвращаясь к непрерывному времени, что оптимальные фильтры $H_1(i\omega)$ и $H_2(i\omega)$, через которые должны быть пропущены соответственно трассы $X_1(t)$ и $X_2(t)$, обязаны удовлетворять условию

$$H_1^*(i\omega) H_2(i\omega) = k \frac{r_x^*(i\omega)}{b_x^2(\omega) - |r_x(i\omega)|^2}, \quad k > 0, \quad (34)$$

где $b_x(\omega)$ и $r_x(\omega)$ — спектры $B_x(\tau)$ и $R_x(\tau)$. В силу (8) и (12) можно в (34) в качестве $r_x(i\omega)$ взять ту функцию, которая соответствует сдвигу $m = 0$. Тогда метод максимума правдоподобия приводит к следующему алгоритму: оптимальная при $T \rightarrow \infty$ оценка сдвига m между трассами соответствует положению на оси τ наибольшего максимума функции взаимной корреляции $\tilde{R}_x^T(\tau)$ трасс $\tilde{X}_1(t)$ и $\tilde{X}_2(t)$, полученных в результате пропускания $X_1(t)$ и $X_2(t)$ соответственно через фильтры $H_1(i\omega)$ и $H_2(i\omega)$, удовлетворяющие условию (34). Значком \sim здесь и ниже обозначаются функции на выходе фильтров, о которых идет речь. Минимальность дисперсии оценки m при $T \rightarrow \infty$ следует из асимптотических свойств метода максимума правдоподобия [3,9].

Следовательно, мы показали, что не существует способа оценки m , дающего асимптотически, при $T \rightarrow \infty$, бóльшую точность, чем оценка m по максимуму функции взаимной корреляции при соответствующей фильтрации. Подчеркнем, что функция взаимной корреляции трасс становится единственным зависящим от неизвестного параметра m членом в выражении функции правдоподобия лишь при $T \rightarrow \infty$, а при всех конечных T в функцию правдоподобия, помимо $\tilde{R}_x^T(\tau)$, входят другие зависящие от m члены, роль которых уменьшается с ростом T . Поэтому, строго говоря, нельзя считать, что оценка m по положению максимума $\tilde{R}_x^T(\tau)$ есть оценка, полученная методом максимума правдоподобия, но можно сказать, что эта оценка асимптотически совпадает с оценкой максимума правдоподобия. Это не умаляет значения данной оценки, так как в рассматриваемом случае и эта оценка, и оценка максимума правдоподобия становятся эффективными (обеспечивают минимум дисперсии) лишь асимптотически, при больших T .

Обратимся к указанным в (34) фильтрам. Выражение (34) показывает, что, во-первых, коррелируемые трассы должны быть пропущены, вообще говоря, через разные фильтры, во-вторых, эти фильтры определены неоднозначно. Можно, например, одну из трасс вообще не фильтровать, а другую пропустить через фильтр с характеристикой, совпадающей с правой частью (34). Можно также фильтровать не трассы, а функцию $R_x^T(\tau)$.

В частности, удобно фильтровать трассы, выбрав амплитудные характеристики фильтров в виде

$$|H_1(i\omega)| = |H_2(i\omega)| = k_1 \sqrt{\frac{|r_x(i\omega)|}{b_x^2(\omega) - |r_x(i\omega)|^2}}, \quad k_1 > 0, \quad (35)$$

а фазовые характеристики φ_1 и φ_2 фильтров подчинить единственному условию

$$\varphi_1 - \varphi_2 = \varphi, \quad (36)$$

где φ — фазовая характеристика «фильтра» $\psi_{\Delta t}(i\omega)$. Удобно положить

$$\varphi_1 = -\varphi_2 = \varphi/2, \quad (37)$$

и тогда можно обойтись всего одним фильтром, но при этом трассу $X_1(t)$ надо фильтровать обычным образом — при положительном течении времени, а трассу $X_2(t)$ — при обратном течении времени. Если трассы записаны на магнитном барабане, то это означает, что 2-я трасса фильтруется «с конца» — при обратном вращении барабана. Необходимость в подобном искусственном подборе фазовых характеристик фильтров отпадает, если распределение $f(\Delta t)$ положительно определено (§ 1), так как в этом случае $\varphi \equiv 0$ и в качестве φ_1 можно взять произвольную фазовую характеристику, положив $\varphi_1 \equiv \varphi_2$. Результаты § 3 показывают, что предположение о положительной определенности $f(\Delta t)$ близко к действительности.

Подчеркнем, что, согласно (34), параметры оптимальных фильтров выражаются через непосредственно оцениваемые по сейсмограмме статистические характеристики $B_x(\tau)$ и $R_x(\tau)$. Правда, $R_x(\tau)$ зависит от неизвестного сдвига m . Но если на сейсмолентах имеются трассы для которых взаимные сдвиги известны, то, осреднив оценки $B_x(\tau)$ по всем трассам и оценки $R_x(\tau)$ по указанным трассам, мы можем надеяться получить разумное приближение к характеристикам фильтров (34). По аналогии с [10, 13] нетрудно получить критерии оптимальности фильтрации для рассматриваемой задачи.

Для того чтобы найти дисперсию D_m ошибки оценки m по функции взаимной корреляции, предположим, что $R_x(\tau)$ положительно определена (§ 1), т. е. наибольший максимум ее находится в точке $\tau = m$. Полагая для простоты $m = 0$ и считая, что $R_x(\tau)$ дважды дифференцируема, получим методом, аналогичным [9, стр. 253—256], при $T \rightarrow \infty$ оценку вида

$$D_m \approx \frac{2 \int_0^{\infty} [B_x^2(\tau) - R_x^2(\tau)] d\tau}{T [R_x''(0)]^2}. \quad (38)$$

Здесь всюду производные берутся по τ и $R_x''(0) \neq 0$ в силу положительной определенности $R_x(\tau)$. Из (34) следует, что при оптимальной фильтрации $\tilde{R}_x(\tau)$ заведомо положительно определена, так что оценка (38), в частности, пригодна и в этом случае. Чтобы раскрыть смысл выражения (38), положим

$$\omega_{2B}^2 = \frac{\int_0^{\infty} B_x^2(\tau) d\tau}{\int_0^{\infty} B_x^2(\tau) d\tau} = \frac{\int_0^{\infty} \omega^2 b_x^2(\omega) d\omega}{\int_0^{\infty} b_x^2(\omega) d\omega} \quad (39)$$

ω_{2B} можно трактовать как среднеквадратическую круговую частоту функции $B_x(\tau)$. Аналогично (39) определим среднюю квадратическую частоту ω_{2R}

функции $R_x(\tau)$. Кроме того, положим

$$\omega_2'^2 = \frac{\int_0^{\infty} \omega^2 r_x(\omega) d\omega}{\int_0^{\infty} r_x(\omega) d\omega}. \quad (40)$$

Если процесс достаточно узкополосен, что типично для отфильтрованных сейсмограмм, и дисперсия распределения $f(\Delta t)$ невелика, то приближенно

$$\omega_{2B} \simeq \omega_{2R} \simeq \omega_2', \quad (41)$$

и все эти частоты будут близки к видимой частоте записи. (38) переписывается в виде

$$D_m \simeq \frac{2 \int_0^{\infty} [B_x^2(\tau) - R_x^2(\tau)] d(\tau)}{T \omega_{2B}^2 R_x^2(0)}. \quad (42)$$

Кроме того, при малой дисперсии распределения $f(\Delta t)$ и малой энергии помех на трассах, согласно § 1, приближенно

$$R_x(\tau) \simeq \rho B_x(\tau), \quad (43)$$

где

$$\rho = R_x(0)/B_x(0). \quad (44)$$

Поэтому

$$D_m \simeq \frac{2(1 - \rho^2) \int_0^{\infty} B_x^2(\tau) d\tau}{T \omega_{2B}^2 R_x^2(0)}. \quad (45)$$

Наконец, заметим, что величина

$$\tau_{\text{кор}} = \frac{\int_0^{\infty} B_x^2(\tau) d\tau}{B_x^2(0)} \quad (46)$$

есть одна из возможных оценок интервала корреляции процесса. Поэтому (45) можно окончательно переписать так:

$$D_m \simeq \frac{2[1 - \rho^2] \tau_{\text{кор}}}{T \omega_{2B}^2 \rho^2}. \quad (47)$$

(47) показывает, что асимптотическая дисперсия D_m ошибки оценки m пропорциональна величине интервала корреляции и обратно пропорциональна квадрату видимой частоты процесса. Кроме того, D_m растет по крайней мере обратно пропорционально квадрату относительной амплитуды ρ функции взаимной корреляции процесса (по крайней мере, так как одновременно с уменьшением ρ растет и числитель в правой части (47)). Величина ρ , как мы знаем (§ 1), очень быстро (экспоненциально для случая (18)) уменьшается с ростом σ^2 . Следовательно, столь же быстро, если не быстрее, с ростом σ^2 увеличивается и дисперсия оценки m . Учитывая, что в узкополосном случае как $\tau_{\text{кор}}$, так и ω_{2B} относительно медленно меняются с изменением σ^2 , заключаем, что влияние σ^2 на дисперсию оценки m проявляется прежде всего через изменение амплитуды ρ функции взаимной корреляции, причем ошибка оценки m очень критична по отношению к σ^2 .

Сравним (42) с выражением для дисперсии D_t оценки времени прихода волны при оптимальной фильтрации (9):

$$D_t \simeq \frac{1}{\omega_{2S}^2 [S^2(0)/B_N(0)]}, \quad S^2(0) \gg B_N(0). \quad (48)$$

Здесь ω_{2S} — среднеквадратическая частота сигнала, $S^2(0)/B_N(0)$ — отношение сигнал/помеха на выходе оптимального фильтра. Ясно, что в (42) роль ω_{2S} играет член ω_{2B} , а роль отношения сигнал/помеха — отношение

$$\frac{R_x^2(0)}{\frac{2}{T} \int_0^{\infty} [B_x^2(\tau) - R_x^2(\tau)] d\tau}. \quad (49)$$

Но (49) вовсе не является отношением сигнал/помеха $R_x^2(0)/\sigma_x^2(0)$ для функции взаимной корреляции, как можно было бы думать по аналогии с (48), так как, согласно (28), дисперсия $\sigma_x^2(0)$ оценки $R_x(0)$ дается выражением

$$\sigma_x^2(0) \simeq \frac{2}{T} \int_0^{\infty} [B_x^2(\tau) + B_z^2(\tau)] d\tau. \quad (50)$$

Мы видим, что в рассматриваемой нами задаче об оценке сдвига m отношение сигнал/помеха не играет той определяющей роли, которую оно играет при оценке времени прихода сигнала: это отношение может быть, в принципе, сколь угодно малым, а оценка m при этом будет сколь угодно точной. Вместо отношения сигнал/помеха определяющую роль при оценке параметра m играет величина ρ . При $\rho \rightarrow 1$ возможна достаточно точная оценка m даже при умеренных значениях длительности интервала оценки T (см. ниже). Возможно, что с этим свойством дисперсии D_m по крайней мере отчасти, связаны причины практической эффективности методов выделения сейсмических сигналов, основанные на корреляциях малых участков трасс (асинхронное накопление, корреляционное РНП и т. д.).

Оценим, насколько велико должно быть T , чтобы выведенные нами оценки D_m были справедливыми. Нетрудно показать, что формула (38) будет во всяком случае верной при условии, что ошибка на фазу в оценке m невозможна. Если $X(t)$ — узкополосный с видимым периодом процесс и $\sigma/T_0 \gg 1$, то условие невозможности ошибки на фазу приближенно эквивалентно условию того, что величина

$$V_T = R_x^T(0) - R_x^T(T_0) \quad (51)$$

не может принять отрицательных значений. Воспользовавшись для распределения V_T нормальным приближением, мы можем для заданных $R_x(\tau)$ и $B_x(\tau)$ рассчитать минимальную величину T , начиная с которой можно гарантировать с заданной вероятностью неотрицательность V_T , а следовательно, и справедливость формул (38), (42) и (47). В табл. 3 приведены результаты расчета минимальных отношений T/T_0 для $B_x(\tau)$ и $R_x(\tau)$ вида

Таблица 3

$\rho = R_x(0) / B_x(0)$	0,9	0,7	0,5	0,3	0,2
T/T_0 при $B_x(T_0)/B_x(0) = 1/3$	8	12	20	48	100
T/T_0 при $B_x(T_0)/B_x(0) = 1/2$	15	22	36	88	200

(17)—(18) при различных значениях ρ и $B_X(T_0)/B_X(0)$ с доверительной вероятностью 95%. Так, согласно табл. 3, при $B(T_0)/B(0) = 0,5$, $\rho = 0,7$ и видимом периоде записи $T_0 = 0,025$ сек интервал оценки T следует взять не меньшим 0,55 сек. Именно таким брался интервал оценки статических поправок в экспериментах, описанных в § 3.

Рассмотрим теперь вкратце вопрос об обработке N трасс. Пусть имеется N стационарных трасс вида (1)

$$X_1(t), X_2(t), \dots, X_N(t)$$

с функциями автокорреляции $B_X(\tau)$ и функциями взаимной корреляции $R_X^{ij}(\tau)$ (i, j — номера трасс), удовлетворяющими условию (23). Пусть средние сдвиги между трассами задаются вектором

$$\bar{m} = (m_{12}, m_{23}, \dots, m_{N-1,N}).$$

Вектор \bar{m} может зависеть от одного неизвестного параметра: например, в задаче об оценке средней кинематической поправки по некоторому участку записи \bar{m} определяется неизвестной средней кажущейся скоростью пачки отражённых волн, а в задаче об увязке сейсмограмм при дискретных наблюдениях все координаты вектора \bar{m} известны, за исключением $m_{k-1,k}$, $1 < k \leq N$. m может также зависеть от нескольких неизвестных параметров, например, когда неизвестны статические поправки между трассами. Тогда при условии, что все $R_X^{ij}(\tau)$ совпадают между собой по форме и отличаются только сдвигами по оси τ , получаем при $T \rightarrow \infty$ аналогично (34) следующий результат: асимптотически оптимальная оценка неизвестных параметров соответствует такому значению m^* вектора m , при котором обращается в максимум сумма

$$\sum_{j>i=1}^{N-1} \tilde{R}_{ij}(\tilde{m}_{ij}^*), m_{ij}^* = m_{i,i+1}^* + \dots + m_{j-1,j}^* \quad (52)$$

значений функций взаимной корреляции всех возможных пар трасс i, j , $i \neq j$ на выходе фильтров, удовлетворяющих условию

$$H_i^*(i\omega) H_j(i\omega) = \frac{r_x^*(i\omega)}{[b_x(i\omega) - r_x(\omega)][b_x(\omega) + (N-1)r_x(i\omega)]} \quad (53)$$

Учитывая, что функции автокорреляции стационарных трасс не зависят от сдвигов m_{ij} , максимизацию суммы (52) можно заменить максимизацией значения в нуле $\tilde{B}(0)$ функции автокорреляции суммы трасс

$$\sum_{i=1}^N X_i(t + m_{ii}^*), m_{ii}^* = 0, \quad (54)$$

при условии, что функция автокорреляции подвергнута фильтрации, определяемой правой частью формулы (53). В случае оценки средней кажущейся скорости пачки волн этот алгоритм аналогично [15] сводится к суммированию методом РНП, фильтрации и выбору той из трасс суммоленты, которая имеет максимальную дисперсию («мощность») $\tilde{B}_X(0)$. Вариант (54) алгоритма при $N > 2$ требует меньшего объема вычислений, чем вариант (52). В то же время, как можно показать, для конечных значений T вариант (52) дает большую точность оценки неизвестных параметров.

Выводы

1. Построена статистическая модель сейсмического волнового поля и установлена зависимость, существующая в такой модели, между функцией автокорреляции отдельной трассы (отдельного сигнала), функцией взаимной корреляции двух трасс и законом распределения приращений времен по годографам отраженных волн между соответствующими точками приема (теорема 1). Анализ экспериментальных данных (§ 3) показывает, что предпосылки, на которых основывается данная модель, выполняются в реальной ситуации.

2. Показано, что в условиях этой модели функцию взаимной корреляции трасс можно рассматривать как результат «прохождения» функции автокорреляции отдельной трассы через своеобразный низкочастотный «фильтр», имеющий максимум пропускания на нулевой частоте; в результате происходит уменьшение максимальной амплитуды, понижение видимой частоты и сужение частотного диапазона функции автокорреляции сигнала; получены численные оценки указанных эффектов. Наиболее быстро с увеличением расстояния между коррелируемыми трассами уменьшается амплитуда, значительно медленнее изменяется частота и еще медленнее — ширина спектра.

3. Исследован характер функции взаимной корреляции двух трасс в зависимости от закона распределения приращений времен годографов и выделен класс распределений (к которому принадлежит, в частности, нормальное распределение), особенно благоприятный с точки зрения увязки трасс с помощью функции взаимной корреляции (§ 1). Экспериментальные данные свидетельствуют о том, что распределения, встречающиеся на практике, либо принадлежат данному классу (даже являются нормальными распределениями), либо довольно близки к распределениям из этого класса (§ 3).

4. Показано, что средняя ошибка оценки функции взаимной корреляции трасс не зависит (см. (30)) от дисперсии распределения приращений времен годографов (т. е. в конечном счете от расстояния между соответствующими точками приема). Это является основным фактором, ограничивающим возможность увязки сейсмических записей с помощью функции взаимной корреляции, так как амплитуда этой функции с ростом расстояния между точками приема падает, а ошибка оценки ее остается постоянной (ср. (30) и (20а)).

5. Выявлен интерференционный эффект, создаваемый функцией взаимной корреляции трасс и проявляющийся в ее способности подавлять некоррелированные по профилю помехи и разделять на оси τ группы волн с различными средними кажущимися скоростями. В отличие от всех других известных интерференционных систем интерференционный эффект, создаваемый функцией взаимной корреляции трасс, не зависит от предварительного введения в записи статических поправок (§ 2, п. 1 б). Это говорит о возможности использования функций взаимной корреляции для прослеживания и определения параметров условных горизонтов, особенно при сильной изменчивости зоны малых скоростей, когда применение метода РНП встречается с затруднениями.

6. Показано, что нахождение среднего сдвига m между трассами по максимуму функции взаимной корреляции при соответствующей фильтрации трасс является асимптотически оптимальной процедурой оценки указанного сдвига. В отличие от задачи оценки времени прихода волны в данной задаче отношение сигнал/помеха для функции взаимной корреляции никак не связано с точностью получаемой оценки. Основным фактором, определяющим точность оценки сдвига трасс, является величина максимального коэффициента корреляции трасс (§ 4).

7. В задаче об увязке N трасс асимптотически оптимальный алгоритм сводится к отысканию таких значений сдвигов между трассами, при которых достигается максимума сумма взаимных корреляций всех возможных пар трасс при применении соответствующей фильтрации. Этот алгоритм эквивалентен суммированию исходных трасс с различными сдвигами, фильтрации и выбору той суммотрассы, дисперсия (мощность) которой максимальна.

8. Установлено (§ 3) хорошее соответствие между экспериментальными значениями σ на базе взрывного интервала (600—870 м), найденными на материале двух различных районов (Удмуртия и Астрахань), что свидетельствует об устойчивости этого параметра для обширных территорий. Экспериментально установлена значительная корреляционная зависимость по профилю между приращениями времен по годографам отраженных волн, что может быть использовано для увеличения допустимого интервала между точками приема, при котором возможна уверенная увязка записей по функции взаимной корреляции.

9. Показана экспериментально (§ 3, п.2) эффективность введения в записи статических поправок, найденных с помощью функций взаимной корреляции трасс.

Приложение

1. Доказательство теоремы 1. Докажем, что в условиях теорем Дуба и Кэмпбелла

$$R_Z(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} B_Z(\tau + \Theta) f(\Theta) d(\Theta). \quad (1)$$

Без ограничения общности можно принять $x_1 = 0$.

Определим «отрезки» процессов $Z_{1T}(t)$ и $Z_{2T}(t)$ формулами

$$Z_{1T}(t) = \sum_{k=0}^{n(T)} a_k S(t - \tau_k), \quad (2)$$

$$Z_{2T}(t) = \sum_{k=0}^{n(T)} a_k S(t - \tau_k - \Delta t_k), \quad (3)$$

где $n(T)$ — реализация пуассоновского процесса с параметром γ на интервале $(0, T)$. В силу известных свойств пуассоновского процесса [3] 2-мерная характеристическая функция пары $Z_{1T}(t), Z_{2T}(t+u)$ на интервале $(0, T)$ определяется выражением

$$\psi(\omega_1, \omega_2) = \exp \left\{ \lambda \int_0^T dF(a) \int f(\Theta) d\Theta \left[e^{ia[\omega_1 S(t-\tau) + \omega_2 S(t+u-\tau-\Theta)]} - 1 \right] \times d\tau \right\}. \quad (4)$$

По свойству характеристических функций [5]

$$\begin{aligned} MZ_{1T}(t) Z_{2T}(t+u) &= - \frac{\partial^2 \psi(\omega_1, \omega_2)}{\partial \omega_1 \partial \omega_2} \Big|_{\omega_1 = \omega_2 = 0} = \\ &= \lambda \bar{a}^2 \int f(\Theta) d\Theta \int_{t-T}^t S(V) S(V+u-\Theta) dV + \lambda^2 \bar{a}^2 \int_{t-T}^t S(W) dW \int f(\Theta) d\Theta \int_{t-T}^t S(V + \\ &\quad + u - \Theta) dV. \end{aligned} \quad (5)$$

Для обоснования законности дифференцирования под знаком интеграла следует [5] предположить существование и конечность соответствующего 2-го смешанного момента. Устремляя в (5) сначала T , а потом t к ∞ , получим

$$\lim_{t \rightarrow \infty} MZ_1(t) Z_2(t+u) = \lambda \bar{a}^2 \int f(\Theta) B_S(u - \Theta) d\Theta + \lambda^2 \bar{a}^2 \int_{-\infty}^{\infty} S(V) dV \int f(\Theta) d\Theta \int_{-\infty}^{\infty} S(W + u - \Theta) dW. \quad (6)$$

Нетрудно видеть, что последний член в правой части (6) есть не что иное, как $MZ_1(t) \cdot MZ_2(t+u)$, а следовательно, первый член в правой части (6) дает, с учетом формулы (4) § 1, формулу (1), что и требовалось доказать.

2. Доказательство теоремы 2. По условиям теоремы $b_Z(\omega)$ и $\psi_{\Delta t}(i\omega)$ существуют. Поэтому в силу теоремы I

$$r_Z(i\omega) = b_Z(\omega) \psi_{\Delta t}(i\omega).$$

Дифференцируем по ω :

$$r'_Z(i\omega) = b_Z(\omega) i \psi_{\Delta t}(i\omega) + b'_Z(\omega) \psi_{\Delta t}(i\omega).$$

Следовательно,

$$r'_Z(0) = b_Z(0) iM \Delta t + b'_Z(0) = -b_Z(0) im + b'_Z(0).$$

Но в силу четности $b_Z(\omega) b'_Z(0) = 0$. Следовательно, $r'_Z(0) = -b_Z(0) im$ или

$$m = \frac{ir'_Z(0)}{b_Z(0)} = \frac{\int_{-\infty}^{\infty} \tau R_Z(\tau) d\tau}{\int_{-\infty}^{\infty} B_Z(\tau) d\tau}.$$

ЛИТЕРАТУРА

1. Б е л я е в Ю. К. Случайные потоки и теория восстановления. — В кн. «Теория восстановления». М., «Сов. радио», 1967.
2. Б о г а н и к Г. Н. Об установлении порядка уравнения параболической регрессии. — Теория вероятностей и ее применение, XII, № 4, 1967.
3. В а н д е р В а р д е н Б. Л. Математическая статистика. ИЛ, 1960.
4. В о ю ц к и й В. С. Обнаружение слабых сигналов способом асинхронного накопления. — Радиотехника, 7, № 6, 1954.
5. Г н е д е н к о Б. В. Курс теории вероятностей. М., Физматгиз, 1961.
6. Г у р в и ч И. И., Г л о г о в с к и й В. М. О путях повышения точности учета неоднородности верхней толщи в сейсморазведке. — Изв. вузов, «Геология и разведка», № 6, 1963.
7. Р а й с С. Теория флуктуационных шумов. — Сб. «Теория передачи электрических сигналов при наличии помех». ИЛ, 1953.
8. Реферативный журнал «Геология», № 1, 1967, реферат ID III.
9. Х е л с т р о м К. Статистическая теория обнаружения сигналов. ИЛ, 1963.
10. Я н о в с к и й А. К. О физической интерпретации корреляционных функций. — Разведочная геофизика, № 16, 1966.
11. Я н о в с к и й А. К. О статистической модели сейсмограммы и задаче фильтрации. — Изв. АН СССР, «Физика Земли», № 6, 1967.
12. A g a r d J. L'analyse statistique et probabiliste des sismogrammes. — Rev. Inst. Franc. pitrole, 16, № 3, 1961.
13. Я н о в с к и й А. К. Критерии оптимальности фильтрации случайных процессов применительно к задачам сейсморазведки. — Изв. АН СССР, «Физика Земли», № 6, 1968.
14. Н а х а м к и н С. А. Спектральный способ построения алгоритмов многоканального приема сейсмических сигналов на фоне коррелированных помех. — Вопросы динамической теории распространения сейсмических волн. Сб., вып. VIII. «Наука», 1966.
15. Н а х а м к и н С. А. Математические алгоритмы вычитания регулярных помех при разделении сейсмических волн. — Изв. АН СССР, «Физика Земли», № 7, 1966.

С. В. ГОЛЬДИН,
Л. И. МАТЫС,
Н. Н. ПОПЛАВСКИЙ,
А. П. ЛИСЕНКОВ,
В. А. СОЛДАТОВ

Эксперименты по статистическим методам идентификации сейсмических волн в условиях Западной Сибири

Экспериментальная проверка — существенное условие выбора эффективных методов идентификации (распознавания) волн. Это относится и к статистическим критериям идентификации, полученным в работе [5], продолжением которой является данная статья

Проверку критериев, предлагаемых для идентификации волн в дискретных системах наблюдений, разумно осуществить на материале площадных работ. При выборе участка мы исходили из того, что он должен находиться в сравнительно изученном районе с неплохими (что важно для первоначального изучения) сейсмогеологическими условиями вблизи наиболее интересных (с точки зрения региональных работ) площадей. Нами была выбрана Ляминская площадь, расположенная к западу от Сургутского свода севернее р. Обь.

В данной статье используются та же терминология и система обозначений, что и в [5]. Номера формул [5] приводятся без дополнительных разъяснений.

Материалы экспериментов

1. Извлечением 167 сейсмограмм через 2—5 км, полученных при непрерывном профилировании (длина расстановки 1,2 км с центральным пунктом взрыва 48 каналов), была искусственно создана дискретная система наблюдений (рис. 1). Часть извлеченных сейсмограмм использовалась для обучения (как эталонная выборка), оставшиеся сейсмограммы являлись экзаменационными, при этом материал обучения и экзамена в различных экспериментах варьировался. Сейсмограммы обеих выборок разбивались на пары: данная сейсмограмма — предшествующая (с расстоянием между ними от 1,7 до 8 км). Критерием правильности при идентификации являлась непрерывная корреляция, результаты которой и использовались для обучения.

В распознавании участвовали повсеместно прослеживаемые в широтном Приобье волны: Γ (туронский горизонт) на временах 1,2—1,3 сек, M (подошва апта) с временем регистрации 1,8—1,9 сек и B (верхнеюрские битуминозные аргиллиты) $ct_0 \cong 2,3 \div 2,4$ сек, а также волна B (2,0 — 2,2 сек),

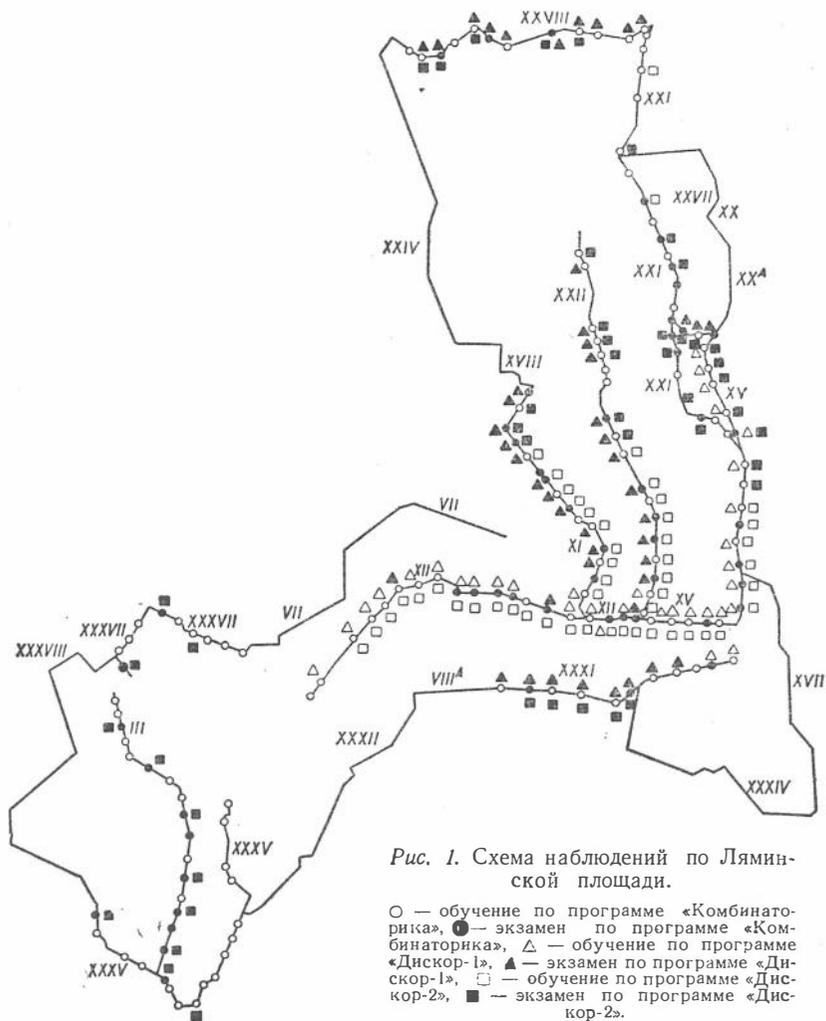


Рис. 1. Схема наблюдений по Ляминской площади.

○ — обучение по программе «Комбинаторика», ● — экзамен по программе «Комбинаторика», △ — обучение по программе «Дискор-1», ▲ — экзамен по программе «Дискор-1», □ — обучение по программе «Дискор-2», ■ — экзамен по программе «Дискор-2».

прослеживаемая с перерывами только в восточной части площади и имеющая несогласное поведение нулевых времен по отношению как к предшествующим, так и к последующим волнам. Рассматривались такие варианты корреляции: G_0 — основная фаза волны G , G_1 — предыдущая фаза волны G , M_0 — основная фаза волны M , M_1 — предыдущая фаза волны M , B_0 — основная фаза волны B , B_1 — предыдущая фаза волны B , B_2 — волна, повсеместно появляющаяся между B и B , которая может рассматриваться и как вариант корреляции волны B , и как вариант корреляции волны B , B_0 — основная фаза волны B .

Визуальную характеристику перечисленных объектов распознавания можно получить из приведенной на рис. 2 сейсмограммы.

Неполный набор вариантов корреляции в материале Ляминской сейсмопартии связан с чисто методическим характером экспериментов по распознаванию. Мы не ставили себе задачи осуществить полную дискретную корреляцию, ограничившись рассмотрением следующих вопросов:

1) опробование различных программ распознавания и выяснение принципиальных возможностей статистических методов идентификации,

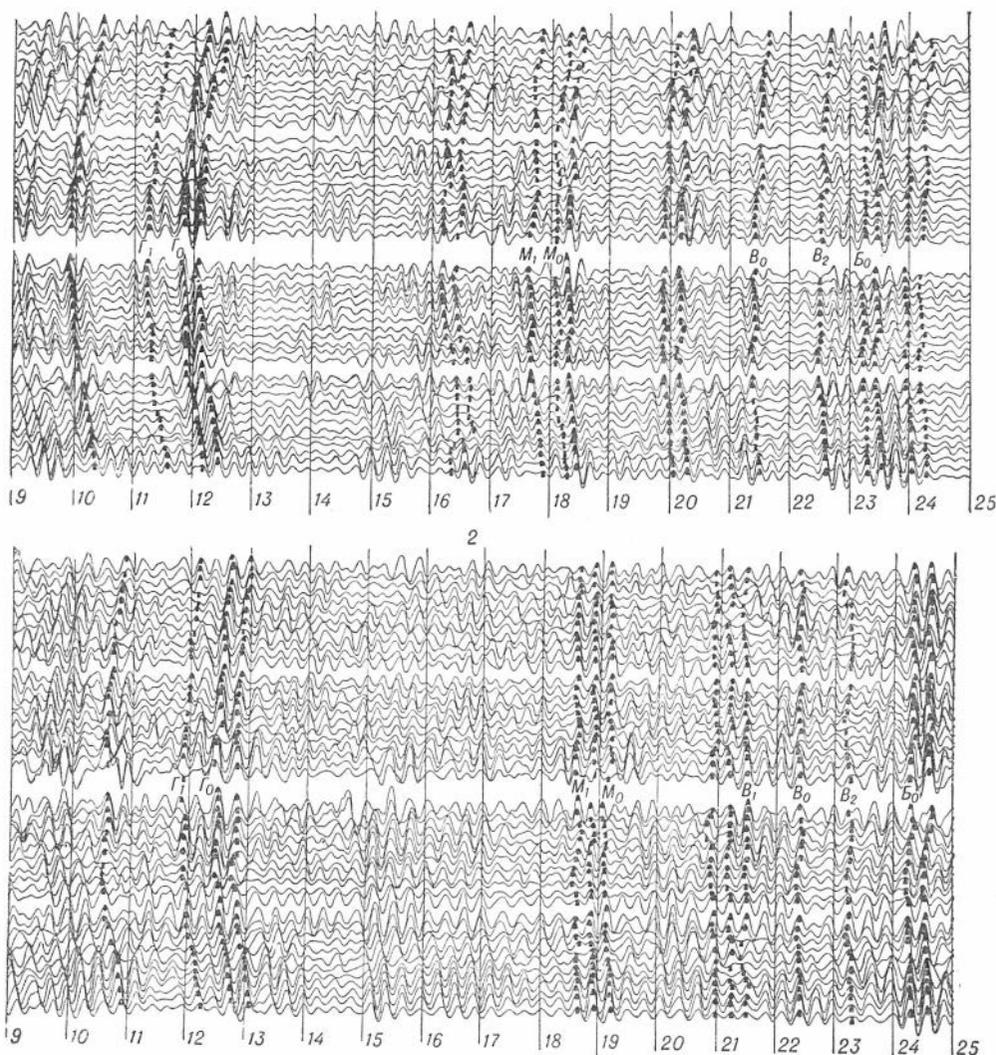


Рис. 2. Сейсмограммы.

2) выбор и изучение информативности различных волновых признаков,
 3) исследование представительности эталонных выборок различного объема и размещения по площади.

В связи с решением различных методических задач нами использовались разные способы отбора эталонной и экзаменационной выборок: 1) равномерный отбор, при котором эталонные и экзаменационные наблюдения более или менее равномерно распределяются в пределах исследуемой территории; 2) неравномерный отбор, при котором эталонная и экзаменационная выборки формируются из сейсмограмм, полученных на различных участках (или профилях).

В первом случае решается вопрос о принципиальных возможностях программ распознавания в условиях заведомо устойчивой характеристики распознаваемых объектов, во втором — изучается представительность эталонной выборки в условиях, более или менее реальных для дис-

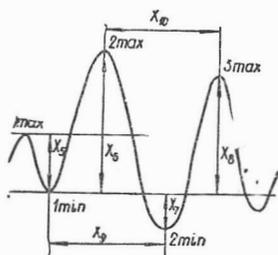


Рис. 3. Признаки формы записи.

кретной корреляции. Заметим, что равномерный отбор тоже практически возможен, если программы распознавания используются для идентификации волн на наиболее трудных участках площадных работ.

2. В применявшихся программах распознавания могут использоваться признаки, снимаемые с сейсмограмм любого типа. Более того, эти программы могут быть использованы для сравнения эффективности различных преобразований входной информации. В наших экспериментах использовалась обычная осциллографическая запись, во-первых, потому, что в этом виде

представлен подавляющий объем имеющегося по Западно-Сибирской низменности материала, во-вторых, из-за трудности съема информации (при отсутствии соответствующих устройств) с магнитной записи. Некоторый объем экспериментов был выполнен с суммограммами.

Ниже приводятся применявшиеся в наших экспериментах признаки, разделенные на 6 групп.

Символом A обозначается любая из волн Γ , M , B и \bar{B} (аналогично символ C), индекс (пр) указывает, что признак измеряется на предшествующей сейсмограмме, A' и A'' означают ближайшую волну слева и справа соответственно, a_i и b_i — амплитуда i -го минимума и максимума соответственно (отсчитываемые от нулевого уровня), остальные обозначения понятны из текста.

I. Группа временных признаков.

$X_1 = t_A$ (нулевое время прослеживаемой волны A , измеряемое по основному максимуму и приведенное к уровню моря),

$X_2 = t_A - t_{A'}$ (Δt до ближайшей волны слева),

$X_3 = t_{A''} - t_A$ (Δt до ближайшей волны справа),

$X_4 = \frac{1}{2} (t_{b_{31}} + t_{b_{32}} - 2t_A)$ (крутизна годографа).

II. Признаки формы записи (см. рис. 3).

$X_5 = a_1 + b_1$ (величина первого максимума, отсчитываемого от уровня первого минимума),

$X_6 = a_1 + b_2$ (величина основного максимума),

$X_7 = a_2 - a_1$ (разность между амплитудами минимумов, в некоторых экспериментах $X_7 = X_6 / X_8$),

$X_8 = a_1 + b_3$ (величина третьего максимума),

X_9 — период между первым и вторым максимумами,

X_{10} — период между первым и вторым минимумами,

X_{11} — длительность волны справа от основной фазы,

X_{12} — длительность волны слева от основной фазы.

III. Амплитуда соседних волн.

$X_{13} = a_1 + b_2$ для A' (амплитуда ближайшей волны слева),

$X_{14} = a_1 + b_2$ для A'' (амплитуда ближайшей волны справа).

IV. Расположение сейсмограммы.

X_{15} и X_{16} — координаты ПВ (отсчитываются в произвольной прямоугольной системе координат),

X_{17} — расстояние между данной сейсмограммой и предшествующей (точнее — между соответствующими ПВ).

V. Признаки, связывающие данную сейсмограмму с предшествующей.

$X_{18} = t_A - t_A^{np}$ (приращение нулевого времени прослеживаемой волны между соседними ПВ),

$X_{19} = t_A - t_G^{np}$ и т. д.

VI. Признаки, связывающие корреляцию данной волны с корреляцией других волн на данной сейсмограмме. $x = t_{A1} - t_C$ и т. д.*

Перечисленные признаки могут быть определены вполне формально, однако при неавтоматической обработке неоцифрованных записей использование формальной процедуры измерения некоторых признаков сильно осложняет сбор данных без существенного прироста информации. Это в основном касается признаков $X_2, X_3, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}$, в которых используются понятия ближайшей волны и длительности импульса. Поэтому такие признаки измерялись неформально, и, таким образом, субъективное понимание их интерпретатором как бы включалось в программу распознавания. Это не значит, что критерий действует субъективно. На самом деле данный признак, например X_{11} , есть не просто длительность волны, а такая длительность, которая воспринимается данным интерпретатором. При этом, разумеется, статистический критерий вполне объективно оценивает значимость этого признака, независимо от оценки его информативности интерпретатором. Может вызвать возражение использование самих амплитуд, а не их отношений, поскольку именно последние при некалиброванной записи имеют физический смысл. Тем не менее мы сочли возможным использовать именно амплитуды (исключая некоторые эксперименты), поскольку переход к отношениям амплитуд является однозначным преобразованием и по крайней мере не увеличивает имеющуюся информацию, а может только уменьшить ее.

Для вариантов A' и т. д. признаки V и VI групп определяются так: $t_{A'} - t_A^{(np)}$, $t_{A'} - t_C$ и т. д.

При измерении признаков стандартного варианта «предшествующая фаза» первый максимум считается основным, второй — третьим и т. д. После этого признаки определяются так же, как и для основного варианта. Аналогично поступаем при измерении признаков последующей фазы (основным максимумом становится третий и т. д.).

При измерении признаков стандартного варианта «ближайшая волна слева» за основной максимум принимается основной максимум этой волны, а прослеживаемая волна считается теперь ближайшей волной справа.

Для исключения влияния колебаний рельефа нулевое время обычно приводилось к уровню моря.

Вектор X в исходном материале содержал 16 компонент, совпадающих с первыми 16 признаками. Остальные признаки являются расчетными. Их значения зависят от того, какая сейсмограмма принимается в качестве предшествующей и какая волна идентифицируется раньше. На основании визуального рассмотрения материала принята такая последовательность: вначале распознается Γ , затем B и B , а затем M .

3. На рис. 4 приведены гистограммы для ряда признаков вариантов Γ_0 и Γ_1 . Гистограммы, относящиеся к разным вариантам одной волны, сильно перекрываются. Исключение составляет признак X_{18} , однако величина перекрытия соответствующих гистограмм не позволяет ограничиться при идентификации одним только этим признаком (являющимся основным признаком непрерывной корреляции).

По форме гистограмм все признаки можно разделить на три группы:

1) группа симметричных гистограмм, близких к нормальным (признаки $X_{18}, X_{19}, X_{21}, X_{20}$ и X_{22}),

* Число признаков в V и VI группах зависит от общего числа прослеживаемых волн и очередности их идентификации.

2) группа унимодальных гистограмм с довольно сильной асимметрией (признаки $X_3, X_5, X_6, X_8, X_9, X_{10}, X_{13}$ и X_{14}),

3) многовершинные гистограммы со сложным характером перекрытия между разными вариантами.

Проверка нормальности (по критерию χ^2) показывает, что почти все распределения значительно отличаются от нормального. Однако это еще не исключает возможности гауссовской аппроксимации эмпирического распределения при распознавании по крайней мере как первого приближения (которое может оказаться и достаточным). Вместе с тем отклонение от нормальности показывает, что увеличение достоверности распознавания может быть получено при негауссовской аппроксимации распределений и в непараметрических критериях.

Большинство коэффициентов корреляции между признаками одной и той же волны незначимы. Исключение составляют коэффициенты корреляции между признаками формы записи, а также коэффициенты, связывающие координаты X_{15} и X_{16} с другими признаками.

Очень высоки коэффициенты корреляции между нулевыми временами разных волн и несколько меньше — между их амплитудами.

Полученные статистические характеристики, в частности дисперсия признака X_1 для волн Γ_0, B_0 и B_0 , коэффициент корреляции между X_1 волны Γ_0 и X_3 волны B_0 , а также анализ годографов показывают, что волна B_0 , возможно, является частично-кратной отраженной волной, соответствующей границе Γ и некоторому вышележащему слою.

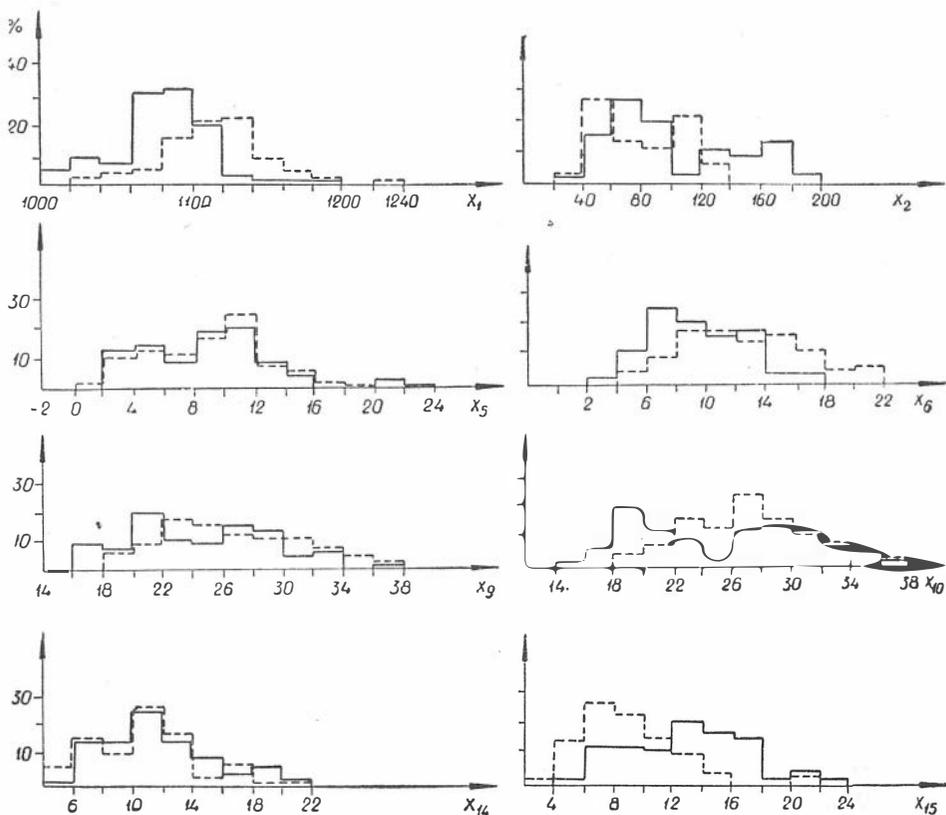


Рис. 4. Гистограммы при

Используемые программы

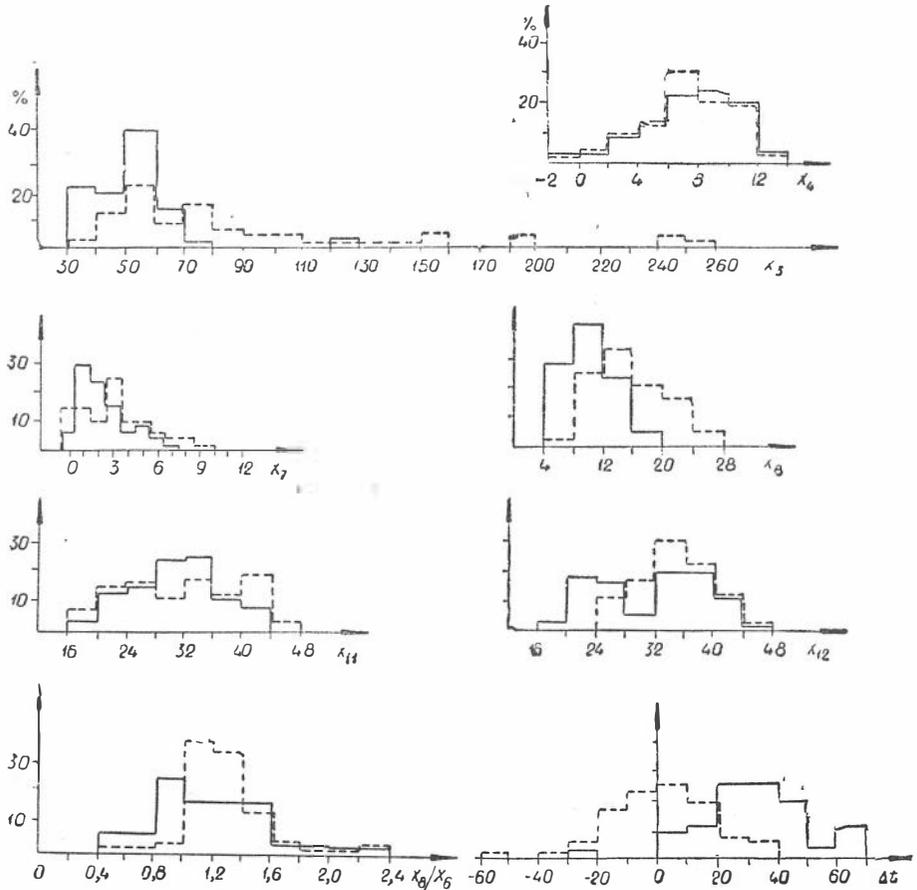
Все программы, описанные ниже, составлены для ЭЦВМ Минск-22.

1. «Комбинаторика» (составлена Н. Н. Поплавским) является программой распознавания двух образов с помощью решающих функций, основанных на нормальной аппроксимации многомерного распределения признаков в эталонной выборке. Используются следующие критерии: 1) линейная дискриминантная функция (2.18) (при замене Γ и μ_j их выборочными оценками S и $\hat{\mu}_j$), 2) критерий отношения правдоподобия (2.29) и 3) нелинейная решающая процедура (2.30) (с соответствующей заменой математических ожиданий и матриц ковариаций их выборочными оценками).

Программа состоит из двух разделов: 1) основного, предназначенного для решения задачи классификации, и 2) комбинаторного, предназначенного для анализа относительной информативности используемых для классификации признаков и выбора их наиболее информативных комбинаций.

Основной раздел программы состоит из двух этапов: 1) обучения и 2) собственно классификации (экзамен). На первом этапе по заданным эталонным выборкам значений вектора X в обоих классах A_0 и A_1 программа вычисляет и выдает на печать:

1) векторы средних значений \bar{x}^0 и \bar{x}^1 , компоненты которых определяются формулой (2.24), выборочные ковариационные матрицы S_0 и S_1 (являющие-



знаков для волны Γ ————— Γ_0, Γ - - - - Γ_1 .

ся оценками для Γ_0 и Γ_1), элементы которых определяются формулой (2.25), усредненная выборочная матрица ковариаций

$$S = \frac{N_0 - 1}{N_0 + N_1 - 2} \cdot S_0 + \frac{N_1 - 1}{N_0 + N_1 - 2} S_1,$$

являющаяся оценкой для Γ ;

2) значения коэффициентов дискриминантных функций d_i и L , а также обобщенное расстояние D^2 ;

3) обобщенное расстояние D_i^2 для каждого признака x_i , критерий Стьюдента $t_i = \sqrt{\frac{N_0 + N_1}{N_0 \cdot N_1}} \cdot D_i$ для проверки значимости отличия \bar{x}_i^0 от \bar{x}_i^1 ($i = 1, 2, \dots, p$), значение

$$T^2 = \frac{N_0 \cdot N_1}{N_0 + N_1} D^2$$

для проверки значимости отличия \bar{x}^0 от \bar{x}^1 по критерию

$$T^2 \geq \frac{(N-2)p}{N-p-1} F_{p, N-p-1}(q). \quad (N = N_0 + N_1);$$

критерий Бартлетта $\rho \ln \omega_1$ [1] для проверки равенства ковариационных матриц Γ_0 и Γ_1 .

На этапе экзамена программа определяет для каждого вектора экзаменационной выборки значение дискриминантной функции $u(x)$, отношение правдоподобия $\lambda(x)$ (на печать выдается $\lambda(x) - 1$) и критерий $\omega_1(x)$.

Комбинаторный раздел программы выполняет распознавание объектов по сокращенным признаковым наборам.

В автоматическом режиме программа производит последовательный перебор комбинаций признаков $\pi(i)$ ($i = 1, 2, \dots, p$), $\pi(p, i)$ ($i = 1, \dots, p - 1$), $\pi(p, p - 1, i)$ ($i = 1, \dots, p - 2$) и т. д. до (x_1, x_2) , где $\pi(i, \dots, k)$ означает совокупность всех признаков, за исключением x_i, \dots, x_k . При последовательном исключении i -го признака в пределах каждой строки $\pi(p, \dots, p - k, i)$ ($i = 1, \dots, p$) (малый цикл перебора) эти признаки затем восстанавливаются. Признаки, исключаемые при переходе от одного малого цикла к другому, в дальнейших комбинациях не участвуют.

При одиночном режиме с центрального пульта управления указывается любая комбинация признаков, и число таких комбинаций произвольно. В этом режиме программа работает после основного режима, до или после первого малого цикла $\pi(i)$, но обязательно перед началом работы в автоматическом режиме по большому циклу перебора.

Для облегчения чтения результатов перед их выдачей на печать программа выводит нумерацию признаков, по которым осуществлялось распознавание. Номера признаков на протяжении всей работы не изменяются.

Как и в предыдущем разделе, классификация экзаменационной выборки необязательна.

2. Программа «Автокласс» (Н. Н. Поплавский) представляет собой некоторую модернизацию основного раздела программы «Комбинаторика», а именно программа в процессе работы осуществляет проверку равенства ковариационных матриц S_0 и S_1 по критерию Бартлетта и, в зависимости от результатов проверки, осуществляет классификацию экзаменационной выборки либо по линейной дискриминантной функции Фишера $u(x)$ и отношению правдоподобия $\lambda(x)$, либо по $\omega(x)$ и предложенной Андерсоном и Бахадуром линейной функции $v(x)$, наилучшей при $\Gamma_0 \neq \Gamma_2$ (см. [5]).

Кроме программ «Комбинаторика» и «Автокласс», при последовательной идентификации волн использовались также программы «Волна» (И. М. Бо-

былева), представляющая собой вариант основного раздела «Комбинаторики» для М-20, «Потенциал» (Н. Н. Поплавский), осуществляющая распознавание по описанному в [5] варианту метода потенциальной функции, «Эдельвейс» (Е. Эпштейн, ИГиГ), распознающая по критерию $\omega(x)$, и «Кора-3» (М. М. Бонгард) — известная программа эвристического распознавания.

3. Программа «Дискор-1» (В. А. Солдатов) предназначена для дискретной корреляции одной волны при наличии на каждой сейсмограмме трех вариантов ее идентификации. Идентификация основывается на двух линейных дискриминантных функциях, отличающих основной вариант от двух дополнительных стандартных вариантов, с применением многомерной регрессии для учета недельных признаков и результатов корреляции на предшествующей сейсмограмме.

Программа состоит из двух частей: 1) обучение и 2) экзамен. В подпрограмме «обучение» эталонная выборка сейсмограмм используется для определения необходимых ковариационных матриц и векторов средних значений. В подпрограмме «экзамен» определяются коэффициенты многомерной регрессии и соответствующих линейных дискриминантных функций, производится вычисление значений дискриминантной функции для вариантов корреляции, представленных в экзаменационной выборке, осуществляется выбор варианта идентификации, который используется затем при корреляции следующей сейсмограммы. Программа может работать в комбинаторном режиме, осуществляя классификацию на любой комбинации признаков.

И эталонная и экзаменационная выборки организуются по «профилям» (профилем в данном случае называется всякая цепочка сейсмограмм $\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \dots, \sigma_N$, где для любого i σ_i является предшествующей сейсмограммой по отношению к σ_{i+1}). Каждая сейсмограмма в обучении характеризуется четырьмя векторами X_i, X'_i, X''_i и v_i , где X_i определяет основной вариант идентификации (вариант A_0) на σ_i , а X'_i и X''_i — соответствующие дополнительные варианты A' и A'' ; v_i содержит недельные признаки (координаты ПВ, нулевые времена ранее коррелируемых волн и т. п.). Отличие экзамена от обучения заключается только в том, что в сейсмограммах эталонной выборки порядок расположения векторов X_i, X'_i и X''_i определяет их идентификацию, а в экзаменационной выборке порядок существен только для первой сейсмограммы каждого профиля, в которой идентификациями считается заданной.

Результат классификации в экзаменационных сейсмограммах определяется значениями $\delta(x_i), \delta(x'_i)$ и $\delta(x''_i)$, где

$$\delta(x_i) = \exp\{-u_1(x_i - \hat{x}_i)\} + \exp\{-u_2(x_i - \hat{x}_i)\}$$

и аналогично $\delta(x'_i)$ и $\delta(x''_i)$. В приведенной формуле, обобщающей критерий на случай регрессионных оценок,

$$u_1(\xi) = (\bar{x} - \bar{x}')^T \Sigma^{-1} \xi + \frac{1}{2} D'^2,$$

$$D'^2 = (\bar{x} - \bar{x}')^T \Sigma^{-1} (\bar{x} - \bar{x}'),$$

$$\Sigma = S_{11} - S_{12} S_{22}^{-1} S_{21},$$

$$\hat{x}_i = \bar{x} + S_{12} S_{22}^{-1} (z_i - \bar{z}), \quad z_i = (v_i, x_i^*),$$

где X_i^* — вектор, выражающий результат корреляции на сейсмограмме σ_{i-1} , $u_2(\xi)$ получим при замене \bar{x}' на \bar{x}'' и D' на D'' . Матрицы S_{ij} ,

как и в [5], означают выборочные оценки для Γ_{ij} . В данном случае матрицы S_{12} и S_{22} имеют следующую структуру:

$$S_{12} = (S_{1v} S_{1*}), \quad S_{22} = \begin{pmatrix} S_{vv} & S_{v*} \\ S_{*v} & S_{**} \end{pmatrix}.$$

Решающее правило заключается в том, что из вариантов X_i, X_i', X_i^* правильным считается тот, для которого соответствующее значение δ является минимальным (при дополнительном условии $\delta < 1$).

4. Программа «Дискор-2» (Л. И. Матыс) предназначена для одновременной условной и безусловной идентификации $m \leq 4$ волн при основных предположениях: число стандартных вариантов равно числу интерпретируемых волн, признаки которых имеют нормальное распределение; признаки волн неинтерпретируемого класса распределены равномерно. При условной идентификации минимизируется квадратичная форма

$$Q^*(y^S) = (y^S - \hat{y})^T \Sigma^{-1} (y^S - \hat{y}),$$

где

$$\hat{y} = \bar{y} + S_{12} S_{22}^{-1} (y^* - \bar{y}^*),$$

y^* — результат предшествующей корреляции (другие неделящие признаки или не учитываются, или вводятся в y). Матрица Σ^{-1} определяется, как и ранее, S_{11}, S_{12} и S_{22} являются по-прежнему подматрицами выборочной ковариационной матрицы S вектора (y, y^*) .

Вектор y^S составляется из m подвекторов

$$x^S_k = (x_1^{S_k}, x_2^{S_k}, \dots, x_o^{S_k}) \quad (k = 1, 2, \dots, m),$$

каждый из которых характеризует S -й вариант идентификации k -й волны.

Программа работает в двух режимах: 1) основной — для идентификации по полному набору признаков и 2) комбинаторный — для идентификации по комбинациям признаков.

Количество вариантов для каждой из интерпретируемых волн — не более трех (при большом числе вариантов программу можно применять несколько раз последовательно, выбирая лучший вариант).

Как и ранее описанные программы, «Дискор-2» содержит два этапа: обучение и экзамен. На первом этапе по эталонной выборке N сейсмограмм, характеризующей только правильные варианты интерпретируемых волн, вычисляются \bar{y} и \bar{y}^* , матрицы S, B и Σ^{-1} . Отметим, что в отличие от программы «Дискор-1», в которой предшествующие признаки формируются в самой машине, здесь они вводятся в МОЗУ так же, как и делящие признаки.

На этапе «экзамен» осуществляется перебор вариантов одновременной идентификации всех m волн и для каждого S -го варианта по соответствующему вектору y^S определяется значение

$$F = \frac{N [N - (p + q) m]}{(N + 1)(N - 1)(p + q) m} Q^*(y^S).$$

Величина F имеет F -распределение с $(p + q) m$ и $N - (p + q) m$ степенями свободы [5], поэтому может служить как для выбора наилучшего варианта (по критерию $\min F(y^S)$), так и для проверки гипотезы об истинности выбранного варианта (сравнением с порогом $F_{(p+q)m, N-(p+q)m}(q)$). На печать выдаются номер выбранного варианта и соответствующее значение F .

В комбинаторном режиме распознавание по сокращенным признаковым наборам производится так же, как и в основном режиме, без дополнительного ввода входных данных. Полный вектор средних значений и пол-

ные матрицы ковариаций, вычисляемые в основном режиме, хранятся во внешней памяти машины. Извлечение необходимых подвекторов и подматриц производится по комбинациям признаков, задаваемых с пульта управления ЭЦВМ.

Эксперименты с применением программ распознавания

1. Для проверки применимости гауссовской аппроксимации распределения вектора x при распознавании волн и вытекающего из этой аппроксимации метода дискриминантной функции необходимо одну и ту же выборку использовать и как эталонную, и как экзаменационную: если распределение вектора x мало отличается от нормального, то частота ошибок на экзамене не должна сильно отличаться от расчетной величины α , получаемой из формул (2.20) или (2.28) по соответствующему значению обобщенного расстояния D^2 . С этой целью мы использовали материал по вариантам M_0 , M_1 , B_0 , B_1 , B_0 .

Распознавание производилось по 20 признакам по программе «Волна». При выборе признаков V и VI групп считалось, что вначале распознается волна Γ , затем B , а затем M . Таким образом, при классификации B_0 , B_1 и B_0 , кроме первых 18 признаков, использовались $x_1 - t_{\Gamma_0}$ и $x_1 - t_{\Gamma_0}^{(np)}$, а при классификации M_0 и M_1 — признаки $x_1 - t_{\Gamma_0}$, $x_1 - t_{\Gamma_0}^{(np)}$, $x_1 - t_{B_0}$, $x_1 - t_{B_0}^{(np)}$ (признаки координат при распознавании M_0 и M_1 не учитывались). Результаты эксперимента приведены в табл. 1.

Таблица 1

Вариант распознавания	M_0	M_1	B_0	B_0	B_0	B_1
Объем выборки	104	66	104	104	104	66
Обобщенное расстояние	18,96		16,8		9,99	
Расчетная вероятность ошибки α	0,016		0,022		0,057	
Число ошибок, %	1,75		2,9		5,3	

Таким образом, полученные частоты ошибок практически не отличаются от их расчетных величин, что указывает на возможность гауссовской аппроксимации при распознавании.

Известно, что если сами значения линейной дискриминантной функции $u(x)$ распределены нормально, то критерий дискриминантной функции является оптимальным в классе всех линейных критериев (т. е. представляемых в виде $d_1x_1 + \dots + d_px_p - \gamma_0$), поэтому дополнительным критерием применимости метода дискриминантной функции является нормальность эмпирического распределения $u(x)$, полученного по эталонной выборке. Соответствующие гистограммы (для $u_{M_0/M_1}(x)$) приведены на рис. 5. Применяя к ним критерий χ^2 (исходя из того, что теоретическое распределение для $u(x)$ есть $n(u; \pm \frac{D^2}{2}; D^2)$, находим, что эти распределения практически нормальны. Разумеется, применимость гауссовской аппроксимации не есть доказательство нормальности вектора x .

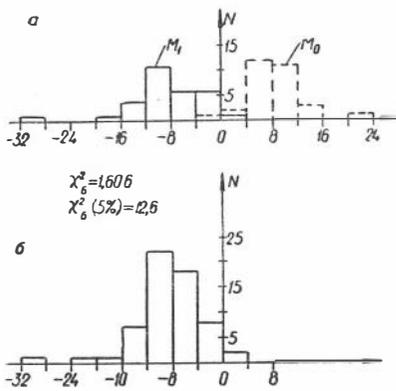


Рис. 5. Гистограммы значений дискриминантной функции.

а — для «классов» M_0 и M_1 ; --- —связная гистограмма.

«Эдельвейс» и «Кора-3». В первых трех программах использовались первые 18 признаков, обучение осуществлялось более чем по 100 сейсмограммам. В программе «Кора-3» использовалось 45 дискретных признаков (максимальное число признаков для этой программы), полученных дискретизацией первых 14 признаков и признака X_{13} . Объем обучения был также взят максимальным для этой программы ($N(\Gamma_0) = N(\Gamma_1) = 45$). Результаты экзамена 20 случаев варианта Γ_0 и 17 случаев варианта Γ_1 приведены в табл. 2.

Из табл. 2 следует, что метод дискриминантных функций дает наилучшие результаты; данные, полученные этим методом по разным программам («Волна», «Комбинаторика»), сопоставляются неплохо. Отношение правдоподобия $\lambda(x)$ в обеих программах и $\omega(x)$ в «Комбинаторике» дает число ошибок, значимо не отличающееся от результатов распознавания по $u(x)$. Заметим, что наличие дополнительной ошибки по $\lambda(x)$ в программе «Комбинаторика» указывает на различную точность вычислений при использовании матриц S и $A = (N_0 + N_1 - 2)S$. Если бы это обстоятельство не имело места, то при близких объемах $N(\Gamma_0)$ и $N(\Gamma_1)$ распознавание по $\omega(x)$ вообще не должно отличаться от распознавания по $u(x)$. При бесконечных объемах $N(\Gamma_0)$ и $N(\Gamma_1)$ распознавание по $\omega(x)$ может быть только лучшим, чем по $u(x)$. Однако при конечных $N(\Gamma_0)$ и $N(\Gamma_1)$ это не так, поскольку матрицы S_0 и S_1 (особенно при большой размерности вектора x) обращаются менее устойчиво, чем матрица S . По-видимому, с неустойчивостью обращения этих матриц и связано большое число ошибок по $\omega(x)$ в программе «Эдельвейс».

Таблица 2

Программа	«Волна»				«Комбинаторика»				«Эдельвейс»		«Кора-3»			
	$u(x)$		$1/\lambda(x)$		$u(x)$		$1/\lambda(x)$		$\omega(x)$	$\text{sign } \omega(x)$	$n_0 - n_1$			
Класс	Γ_0	Γ_1	Γ_0	Γ_1	P_0	P_1	Γ_0	Γ_1	Γ_0	Γ_1	Γ_0	P_1	P_0	P_1
% ошибок	5	6	5	6	5	6	10	6	10	6	20	41	15	12
Объем эталонной выборки	$N_0 = 113, N_1 = 103$				$N_0 = N_1 = 100$				$N_0 = 113, N_1 = 103$		$N_0 = 405, N_1 = 45$			

Единственной из использовавшихся программ, в которой не учитывалась нормальность, была программа «Кора-3». Она дала худшие результаты по сравнению с любым из методов программы «Комбинаторика», однако надо иметь в виду, что при обучении в «Коре-3» использовалось меньшее число эталонных сейсмограмм (в этом смысле возможности «Коры-3» очень ограничены, если не использовать доучивание).

Небольшой объем проверяемых случаев ($n = 37$) не позволяет сделать окончательное заключение о меньшей эффективности «Коры-3» (особенно при малом объеме эталонных выборок).

В целом полученные данные свидетельствуют о целесообразности применения критерия линейной дискриминантной функции. Переход к более сложному критерию $\omega(x)$, по-видимому, целесообразен только при малой размерности вектора x , а к программе «Кора-3» — только в случае очень малых эталонных выборок.

3. Следующий эксперимент (эксперимент 3) был проведен с целью отбора наиболее информативных комбинаций признаков и сопоставления идентификации для различных волн.

В этом эксперименте участвовали все волны, экзаменационная выборка для всех вариантов была одной и той же. Принцип отбора сейсмограмм экзаменационной и эталонной выборок — равномерный. Сейсмограммы экзаменационной выборки показаны на рис. 1. Предшествующая корреляция принималась правильной.

Распознавание осуществлялось по программе «Комбинаторика» методом линейной дискриминантной функции $u(x)$, с помощью которой строились критерии

$$\delta_{\Gamma_0/\Gamma_1}, \delta_{M_0/M_1}, \delta_{B_0/B_1}, \delta_{B_0/B_2}, \delta_{B_0/B_0}, \delta_{B_2/B_0}.$$

В табл. 3 приводятся результаты идентификации для всех критериев по первым 18 признакам (последнее — в целях равноценного сопоставления надежности распознавания для разных волн). Таким образом, связь между волнами не учитывались и ошибки при классификации одних волн не влияли на идентификацию других.

Первые два критерия ($\delta_{\Gamma_0/\Gamma_1}$ и δ_{M_0/M_1}) связаны с идентификацией с точностью до фазы; практически сюда относится и критерий δ_{B_0/B_1} . Остальные три критерия осуществляют идентификацию с точностью до волны. Сравнение результатов показывает, что идентификация волн осуществляется заметно надежнее, чем идентификация фаз. Отметим, что фаза волны M идентифицируется надежнее, чем фаза волны Γ , поэтому последовательность идентификации, принятая нами на основании визуального изучения, не является оптимальной.

Таблица 3

Дискриминантные функции	u_{Γ_0/Γ_1}		u_{M_0/M_1}		u_{B_0/B_1}		u_{B_0/B_2}		u_{B_0/B_0}		u_{B_0/B_2}	
	Γ_0	Γ_1	M_0	M_1	B_0	B_1	B_0	B_2	B_0	B_0	B_0	B_2
Объем выборки N	86	82	93	80	71	42	71	24	95	71	95	50
D^2	10,35		15,56		13,32		23,96		15,38		17,83	
Число ошибок n	3		2		3		1		3		0	
Число ошибок при наличии неопределенных решений	1(9)		1(1)		2(2)		1(0)		1(4)		0(0)	

Большинство ошибок сосредоточено на сейсмограммах XII профиля — в зоне перехода между двумя областями (в западной и восточной) с несколько разными волновыми картинами. Следует отметить, что и непрерывная корреляция на этом участке менее надежна, чем в остальных частях.

Если в процедуру распознавания ввести неопределенное решение с помощью формул (2. 23), то при распознавании Γ_0 и Γ_1 остается одна ошибка (из трех), зато появляется 9 неопределенных решений, при распознавании M_0 и M_1 — одна ошибка и одно неопределенное решение, при распознавании B_0 и B_1 — две ошибки и два неопределенных решения, при распознавании B_0 и B_1 — одна ошибка и 4 неопределенных решения. Следовательно, применение неопределенной идентификации уменьшает процент ошибок не только по отношению к общему числу распознаваний, но и по отношению к общему числу определенных решений (с 3 до 2%).

Результаты идентификации по полному набору признаков (включая признаки X_{19} , X_{20} и т. д.) дали практически те же результаты, что и в табл. 1.

Сейсмограммы экзаменационной выборки эксперимента 3 использовались также для сравнения результатов формальной корреляции с визуальной (хотя полной чистоты опыта соблюдения здесь не удалось, поскольку невозможно уничтожить следы ранее проведенной корреляции). При визуальной корреляции (в тех же условиях) было получено примерно такое же число ошибок (три ошибки по волне Γ , одна — по M и, кроме того, несколько ошибок на фазу по волне B). Только в одном случае (ПВ 245 пр. XII, волна M) и формальная и визуальная корреляции привели к одной и той же ошибке. Из анализа ошибок, сделанных интерпретатором и машиной, видно, что интерпретатор преувеличивает значение признаков формы записи, ошибаясь там, где запись имеет амплитудно невыраженный характер, в то время как формальные критерии основываются исключительно на временных признаках и недостаточно учитывают информацию, заключенную в признаках формы записи.

Выбор информативных признаков

1. Результаты, полученные в [4 и 5], свидетельствуют о том, что при ограниченном материале обучения увеличение числа признаков может не только не улучшить достоверность идентификации, но даже ухудшить ее. Для иллюстрации этих выводов воспользуемся дискриминантной функцией $u_{\Gamma, \Gamma}$. На рис. 6 приведена зависимость D^2 от числа используемых при-

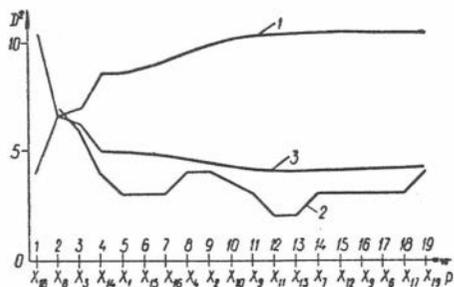


Рис. 6. Зависимость достоверности распознавания волны Γ от числа используемых признаков.

1 — зависимость D^2 от p , 2 — число ошибок на экзамене, 3 — ожидаемое число ошибок.

знаков и число ошибок (для каждого p) при распознавании, полученные по материалу эксперимента 3. Под нижней шкалой указаны признаки, которые прибавлялись при увеличении p ; отсюда можно определить совокупность признаков для каждого значения p .

Из рис. 6 видно, что вначале (когда прибавляются наиболее информативные признаки) число ошибок убывает сравнительно быстро, затем оно практически не изменяется, а при больших p снова увеличивается. На этом же рисунке построена теоретическая зависимость среднего числа ошибок, полученная для данной зависимости D^2 от p в [5]. Характер теоретической и экспериментальной кривой хорошо согласуется.

Эти обстоятельства (а также требования экономического характера) требуют отбора наиболее информативных признаков.

Методику отбора информативных признаков рассмотрим на примере уже рассматривавшейся выше дискриминантной функции $u_{r_0/r_1}(x)$. В табл. 4 помещены значения D_i^2 и δ_i^2 для каждого из использовавшихся 19 признаков.

Таблица 4

Признак	u_{r_0/r_1}		u_{M_0/M_1}		u_{B_0/B_1}		u_{B_0/B_2}		u_{B_0/B_2}		u_{B_0/B_0}	
	D_i^2	δ_i^2										
X_1	0,74	0,33	1,81	0,14	1,07	1,53	0,73	1,15	4,86	1,10	5,19	0,53
X_2	0,13	0,29	0,66	0,10	0,04	0,73	0,10	0,05	0,03	0,84	0,00	0,06
X_3	1,04	0,55	1,30	1,24	0,60	3,07	0,56	0,00	0,03	0,19	0,11	0,43
X_4	0,02	0,45	0,03	0,00	0,00	0,47	0,17	0,46	0,15	0,25	0,29	0,05
X_5	0,00	0,00	0,04	1,44	0,06	0,00	0,37	0,01	0,25	0,12	0,27	0,06
X_6	0,56	0,06	0,48	1,70	0,01	0,01	0,42	0,10	0,09	0,37	0,09	0,05
X_7	0,28	0,07	0,02	0,00	0,03	0,01	0,18	0,82	0,00	0,03	0,02	0,20
X_8	1,48	0,21	0,58	0,13	0,13	0,19	0,14	0,23	0,37	0,21	0,38	0,02
X_9	0,16	0,09	0,12	0,12	0,04	0,00	0,00	1,36	0,00	0,33	0,10	0,61
X_{10}	0,02	0,28	0,16	0,02	0,01	0,57	0,00	2,30	0,02	0,06	0,00	0,00
X_{11}	0,04	0,02	0,01	0,02	0,05	0,01	0,00	0,11	0,00	0,00	0,00	0,00
X_{12}	0,08	0,00	0,16	0,01	0,01	0,89	0,00	0,85	0,02	0,01	0,00	0,00
X_{13}	0,02	0,03	0,09	0,01	0,00	0,18	0,09	1,53	0,10	1,05	0,50	2,44
X_{14}	0,84	1,21	0,99	3,25	0,17	0,38	0,00	1,01	0,74	0,82	0,28	0,86
X_{15}	0,01	0,61	0,10	0,24	0,00	0,21	1,30	1,60	0,17	0,00	0,31	0,01
X_{16}	0,00	0,50	0,05	0,21	0,04	1,86	0,25	1,41	0,67	0,00	0,12	1,32
X_{17}	0,01	0,02	0,00	0,01	0,01	0,90	0,06	1,52	0,01	0,23	0,01	0,05
X_{18}	4,26	0,93	7,41	3,06	7,21	6,84	13,43	12,86	12,23	8,34	0,33	0,35
X_{19}	0,00	0,09	2,86	0,18	2,19	0,19	2,62	0,51	0,01	1,10	6,44	0,90
X_{20}			1,14	0,06	0,81	0,45	0,45	1,47	3,00	0,28	6,00	0,38
X_{21}			3,09	0,12	0,77	0,10	2,36	0,99				
λ_{22}			0,11	0,19	0,02	0,23	0,12	1,27				

Из табл. 4 видно, что упорядоченность признаков по величинам D_i^2 и δ_i^2 сильно отличается, что указывает на значительную роль корреляции между признаками в различении обоих классов. При определении информативности по δ_i^2 значительно возрастает роль таких признаков, как X_{15} и X_{16} (координаты), X_4 (кривизна годографов) и т. п.

Если при распознавании ограничиться первыми 8 признаками, то по значению D_i^2 будут отобраны (в порядке убывания D_i^2) X_{18} , X_8 , X_3 .

$X_{14}, X_1, X_6, X_7, X_9$, а по значениям δ_i^2 (в порядке убывания δ_i^2) $X_{14}, X_{18}, X_{15}, X_3, X_{16}, X_4, X_1, X_2$.

Обе совокупности отличаются тем, что в первой имеются признаки формы записи X_8, X_6, X_7, X_9 , а во второй их нет (зато прибавляются X_{15}, X_{16} , а также X_4 и X_2).

Определение обобщенного расстояния D^2 для обеих комбинаций показывает, что, хотя значения δ_i^2 и являются более надежными характеристиками информативности, критерий δ_i^2 явно недостаточен при отборе комбинации с числом признаков, много меньшим, чем p . Действительно, для первой комбинации имеем $D^2 = 9,00$, а для второй $D^2 = 6,86$.

Очевидная причина этого — сильная положительная коррелированность признаков X_8, X_6 и X_7 между собой, благодаря которой отбрасывание любого одного из этих признаков не влияет на результат распознавания, хотя в целом эти признаки несут довольно большую информацию. Из этих соображений следует, что в наиболее информативную комбинацию должен быть внесен по крайней мере один из этих признаков, а именно X_8 (как наиболее делящий).

Заменяя во второй комбинации X_2 на X_8 , получим следующую комбинацию: $X_{14}, X_{18}, X_{15}, X_3, X_{16}, X_4, X_1, X_8$, для которой $D^2 = 9,52$.

Другие возможные комбинации по 8 признакам характеризуются меньшим значением D^2 . Таким образом, одновременный учет δ_i и D_i позволил достаточно быстро отобрать наилучшие комбинации из 8 признаков.

Кроме указанных комбинаций признаков, мы рассматривали также и другие. Для комбинации из 12 признаков на экзамене было получено 2 ошибки. При использовании значительно меньшего числа признаков ($p = 4,5$ или 6) достигаются достаточно большие значения D^2 , что позволяет ограничиться малыми наборами признаков.

В качестве примера приведем дискриминантную функцию для 6 признаков. Дискриминантная функция для распознавания Γ_0 и Γ_1 имеет вид

$$u \Gamma_0 | \Gamma_1(x) = 14,426X_1 + 0,011X_3 + 0,398X_8 - 0,344X_{14} + 0,019X_{15} + \\ + 0,149X_{18} - 16,848.$$

Данные по сравнительной информативности признаков, полученные по «Коре-3», только в общем соответствуют приведенным результатам. Имеющиеся различия (в частности, в «Коре-3» наиболее информативны признаки X_1 и $X_7 = X_6/X_8$, зато мало информативны X_2 и X_8) свидетельствуют об отсутствии абсолютных показателей информативности признаков: информативность признака зависит как и от той совокупности признаков, с которыми он рассматривается, так от применяемой программы распознавания; разумеется, если бы была известна оптимальная программа распознавания (т. е. точно известны распределения вероятностей), она наиболее точно определяла бы информативность признаков. В этом смысле можно считать, что различие в информативности одних и тех же признаков по разным программам указывает на различную степень использования этих признаков.

2. Произведя аналогичный анализ для остальных дискриминантных функций, мы получили, что для u_{M_0/M_1} , наиболее информативны признаки $X_{18}, X_{19}, X_{21}, X_1, X_3, X_{14}, X_5, X_6$ (для этой комбинации $D^2 = 14,4$, число ошибок на экзамене $n = 2$); для u_{B_0/B_1} наиболее информативны признаки $X_{18}, X_1, X_{19}, X_9, X_{16}, X_{20}, X_{21}, X_{17}$ ($D^2 = 11,0, n = 3$); при распознавании B_0 и $B_2 - X_{18}, X_{19}, X_{22}, X_{15}, X_1, X_{10}, X_{12}, X_{13}$ ($D^2 = 20,6, n = 3$). При этом наименьшее число ошибок ($n = 0$) дала комбинация $X_1, X_2, X_3, X_{10}, X_{12}, X_{15}, X_{18}, X_{19}$ с сравнительно небольшим значением $D^2 = 18,4$. Очень высокоинформативной в этой задаче оказалась комбинация из трех признаков

$X_{15}, X_{18}, X_{21} (D^2 = 16,6, n = 0)$. Наиболее информативными признаками в задаче B_0/B_0 оказались $X_1, X_{18}, X_{19}, X_{20}, X_{13}, X_{16}, X_{14}, X_3 (D^2 = 16,5, n = 2)$, а в задаче $B_0/B_2 - X_{18}, X_1, X_{19}, X_2, X_8, X_{13}, X_{14}, X_{20}$. В последней задаче распознавание на экзамене безошибочно при любых $p > 2$. Только два признака (X_1 и X_{18}) обеспечивают $D^2 = 14,0$.

Сопоставление всех этих результатов показывает, что при распознавании волн почти всегда можно ограничиться 6—8, а иногда и 2—4 признаками.

Обращает на себя внимание то обстоятельство, что коэффициенты дискриминантной функции для некоторых признаков мало меняются при изменении комбинаций, и даже в разных задачах. Это связано с малой коррелированностью этих признаков и вытекающим отсюда свойством аддитивности дискриминантной функции (см. 2. 19'').

Дополнительные эксперименты

В этом разделе рассматриваются результаты применения к материалам эксперимента 3 некоторых других критериев распознавания. Эти результаты отражены в табл. 5.

Таблица 5

Волна	N	Число ошибок										
		дискриминантная функция			с логарифмированным признаком		$\lambda(x)$		$u(x)$	$\omega(x)$	«Потенциал»	
		max	$p = 8$	opt	max	$p = 8$	max	$p = 8$	$p = 8$	$p = 8$	$\alpha = 1$	$\alpha = ?$
G_0/G_1	67	4	4	2	—	—	15	2	4	4	12	5
M_0/M_1	60	2	2	2	2	2	2	2	3	4	—	—
B_0/B_1	56	3	3	2	—	—	3	2	3	3	—	—
B_0/B_2	49	3	0	0	—	—	1	0	0	2	—	—
B_0/B_0	60	2	2	1	—	—	1	1	—	4	—	—
B_0/B_2	60	0	0	0	—	—	0	0	0	1	15	—

Примечание. N — объем экзаменационной выборки, max — полный набор признаков, opt — наилучший набор признаков, $u(x)$ — дискриминантная функция Андерсона—Бахадура.

Как и следовало ожидать, отношение правдоподобия $\lambda(x)$, учитывающее неравный объем эталонных выборок (по каждому классу), в задачах δ_{M_0/M_1} и δ_{B_0/B_1} , в которых $N_0 \cong N_1$ дает те же результаты, что и $u(x)$. Исключение составляет задача δ_{G_0/G_1} , где из-за неустойчивости в обращении матрицы A наблюдается аномальное число ошибок. Объем эталонных выборок сильнее всего различается в задачах δ_{B_0/B_1} (71 и 42), δ_{B_0/B_2} (71 и 24), а также δ_{B_0/B_2} (95 и 50). Во всех этих задачах отмечается более высокая достоверность критерия $\lambda(x)$.

Наиболее информативные комбинации из 8 признаков по всем задачам использовались для распознавания по программе «Автокласс», в которой, в случае неравенства ковариационных матриц, применяются линейная дискриминантная функция Андерсона—Бахадура (см. [5]) и нелинейное правило $\omega(x)$. Полученные результаты мало отличаются от результатов программы «Комбинаторика». Некоторое преимущество (по сравнению с $u(x)$) имеет критерий Андерсона—Бахадура, тогда как критерий $\omega(x)$ иногда ухудшает распознавание. Это свидетельствует о том, что при ограниченном объеме эта-

лонных выборок простейшие (линейные) критерии эффективнее, чем более сложные процедуры.

Ранее было указано, что распределение вектора x во всех классах значимо отличается от нормального, поэтому гауссовская аппроксимация, использовавшаяся в рассмотренных выше процедурах, не обязана быть лучшей. С целью увеличения достоверности распознавания могут быть использованы следующие пути: 1) «нормализующие» преобразования признаков, в результате которых получаются распределения, близкие к нормальному, 2) применение непараметрических критериев типа потенциальной функции и 3) применение нелинейных преобразований системы признаков, линейрирующих границу между образами (см. [5]).

Учитывая характер асимметричности ряда признаков, в качестве «нормирующего» преобразования естественно выбрать логарифмирование. Этот метод был опробован для распознавания M_0 и M_1 и показал, что число ошибок не изменилось, однако величина обобщенного расстояния заметно увеличилась (22,12 вместо 16,64), что свидетельствует о перспективности этого метода.

Метод потенциальных функций дал худшие результаты, наименьшее число ошибок было получено только при очень больших значениях параметра α (т. е. при очень гладкой разделяющей поверхности между образами).

Все это лишний раз свидетельствует о том, что при ограниченном объеме эталонных выборок статистические критерии, не использующие предположений о виде закона распределения, менее эффективны. Это, конечно, не снимает задачи отыскания устойчивых критериев распознавания, основанных на негауссовских аппроксимациях эмпирических распределений.

Идентификация волн по программам дискретной корреляции

1. Программа «Дискор-1» применялась для прослеживания волн B_0 и Γ_0 восточной части Ляминской площади. Для обучения были взяты сейсмограммы профилей XV и XII, для экзаменов — профили XIV, XXXI, XXVIII и XI (см. рис. 1). В качестве альтернативных вариантов для волны B_0 рассматривались B_1 и B_0 , а для волны Γ_0 — Γ_1 (так как в программе предусмотрено наличие двух альтернативных вариантов, то в качестве второй альтернативы был взят — чисто условно — вариант M_1). Число сейсмограмм в обучении — 37, на экзамене — 49. Распознавание осуществлялось на различных признаковых наборах с разными режимами осреднения матриц S_{22} , S_{1*} и S_{**} и регуляризации. Полный набор признаков определялся следующим образом:

$$\begin{aligned} X'_1 &= X_1, X'_2 = X_2, X'_3 = X_3, X'_4 = X_8, X'_5 = X_{10}, \\ X'_6 &= X_{12}, X'_7 = X_{14}, v_1 = X_{15}, v_2 = X_{16}, \\ v_3 &= X_1 (\Gamma_0 \text{ или } B_0), v_4 = X_1 (M_0), \end{aligned}$$

где X_i — общая нумерация признаков, указанная в п. 1,

X'_i — нумерация признаков при экспериментах с программой «Дискор-1»,

v_i — неделимые признаки.

Результаты экспериментов с программой «Дискор-1» отражены в табл 6.

Волна								r
№	1	2	3	4	5	6	7	8
Количество признаков :								
делящих p	7	4	4	4	4	7	7	7
предшествующих p^*	7	4	3	0	2	7	7	7
неделящих q	4	4	4	4	0	4	4	4
D'^2	11,3	8,75	9,7	10,44	10,7	10,49	11,3	9,01
D''^2	22,6	17,64	19,07	18,86	19,67	21,0	22,6	801,1
Количество ошибок n	5	4	4	5	3	5	2	1

В этой таблице полные признаковые наборы 1, 6, 7 волны B отличаются друг от друга тем, что набор 6 применялся для распознавания с регуляризацией матрицы S_{22} и Σ , а набор 7 участвовал в распознавании, проводившемся через одну сейсмограмму.

При идентификации B_0 по полному набору признаков было получено 5 ошибочных решений, из них 2 являются неопределенными в смысле критерия (2.22). Используя значения $D'^2 = 11,3$ и $D''^2 = 22,6$ и коэффициент корреляции между обеими дискриминантными функциями $r = -0,57$, получим оценку вероятности ошибки $\alpha = 0,034$ (т. е. 3,4%). В действительности процент ошибок равен примерно 10%, что свидетельствует о малости эталонной выборки.

Использование регуляризации при обращении матриц S_{22} и Σ (путем добавления к S_{22} и Σ матрицы $\delta \cdot E$) заметно не улучшило качество распознавания. Наилучшие результаты по идентификации B_0 были получены при использовании признаков X'_1, X'_2, X'_5, X'_6 и X'_7 — в делящих, X'_1, X'_3, X'_5, X'_6 — в предшествующих и v_1, v_2 — в неделящих. При этом были получены 3 неверные идентификации (что составляет 6%), которые все являются неопределенными. Все эти ошибки, заключающиеся в переходе на фазу (B_1 вместо B_0), относятся к наиболее удаленным от эталонной выборки сейсмограммам (22 и 40 км соответственно). На расстояниях, больших, чем радиус корреляции (который для признака t_0 равен примерно 10 км), эффективное обобщенное расстояние может составлять 0,6—0,7 рассчитанного. Следовательно, при $D^2 \approx 10$ —15 уверенное распознавание можно гарантировать только при расстояниях не более, чем 20 км. При большем удалении от эталонной выборки последняя должна быть увеличена за счет уже прокоррелированных сейсмограмм.

Проведенные эксперименты показывают, что ошибки идентификации на предшествующих сейсмограммах примерно в 50% случаев влияют на идентификацию последующей сейсмограммы, поэтому вероятность длительного перехода с одного варианта на другой невелика.

Поскольку сейсмограммы экзаменационной выборки располагаются заметно чаще, чем сейсмозондирования (в целях получения более представительного экзамена), для проверки влияния расстояний между СЗ на качество распознавания экзаменационная выборка была вдвое разрежена (идентификация осуществлялась через одну сейсмограмму). Ошибочные классификации были получены на тех же сейсмограммах (2 ошибки из 22), поэтому при расстояниях $1,5 \leq l \leq 6$ км достоверность распознавания меняется мало.

Волны			Γ_0				B_0				Γ_0		M_0		B_0	
Параметр регуляризации			η		10		0		0		0		10		0	
Количество делящих признаков			7		7		4		1		7		7		4	
Количество неделящих признаков			7		7		4		1		7		7		1	
ПР	ПВ															
X, XVII	74,45	1,7	000	4,0	000	0,9	000	0,2	002	0,2	000	1,0	000	1,5	000	0,9
	103,05	2,8	000	8,5	000	0,7	000	1,6	000	1,3	000	13,3	100	1,6	000	2,4
	170,80	2,2	000	7,5	000	1,3	000	2,7	000	1,3	000	12,2	000	1,2	000	1,3
	192,25	2,1	110	8,1	000	1,5	000	3,6	000	0,5	000	8,7	000	0,8	000	1,0
	238,95	2,3	101	14,3	111	0,9	111	2,2	000	3,1	000	7,1	000	1,7	000	2,5
	256,20	4,0	100	13,1	110	1,7	110	3,2	000	3,8	000	6,9	100	2,4	100	4,5
XV	299,05	4,8	000	7,7	000	1,8	000	2,3	000	0,8	000	10,6	000	1,9	000	2,5
	316,30	1,7	110	11,7	000	0,7	000	1,3	000	0,9	101	10,6	000	1,2	000	1,7
	361,50	1,6	001	15,4	000	1,3	000	2,6	000	1,5	111	12,2	000	1,6	000	2,0
	378,80	3,4	110	17,8	000	1,5	000	3,2	000	1,4	000	9,3	100	1,0	000	1,7
	412,85	3,4	000	16,8	000	1,3	000	1,6	000	0,1	000	17,7	000	2,2	000	0,6
	450,90	3,8	000	4,8	000	1,3	000	2,6	000	1,2	000	5,8	000	1,6	000	2,4
XXI	45,75	3,4	112	13,7	000	1,7	002	4,0	000	0,9	001	19,3	100	1,9	000	2,5
	80,25	3,4	000	6,5	000	1,0	000	1,9	000	2,3	000	27,0	000	1,9	000	2,2
	125,25	2,8	000	4,8	000	0,9	000	1,6	000	0,7	001	14,7	000	1,6	000	2,0
	143,70	1,8	000	5,3	000	0,5	000	0,89	000	0,4	001	18,8	000	1,2	000	0,4
	194,57	2,3	001	12,1	000	0,6	000	0,89	000	0,3	000	9,7	000	1,2	000	1,1
	211,82	4,0	001	12,0	000	0,4	000	0,8	000	0,4	100	8,1	000	1,0	000	0,6
	257,66	2,9	101	9,9	000	0,8	000	0,98	000	0,3	100	12,6	000	2,3	000	2,9
	308,85	2,8	100	20,1	100	1,9	000	2,9	000	0,8	110	16,2	110	3,2	000	2,2
	353,05	2,1	110	12,2	000	1,0	110	2,1	000	1,6	000	9,9	000	1,6	000	2,0
	444,40	2,9	111	7,2	111	1,3	111	4,0	111	3,3	101	23,8	100	2,5	111	4,1
X, XII	67,50	3,4	001	6,1	001	1,1	000	0,8	000	1,0	000	9,8	000	0,9	000	0,7
	83,60	3,3	001	6,6	001	0,7	001	0,7	000	0,8	000	16,0	000	1,1	000	0,6
	50,25		000	18,1	000	1,3	000	2,8	000	2,7	000	6,9	000	0,8	000	1,3
	163,72	1,2	000	3,2	000	1,2	101	1,9	000	0,4	100	7,1	000	0,9	000	1,2
XI	218,60	1,7	000	3,6	000	0,7	000	1,1	000	0,6	000	4,4	000	0,3	000	0,7

	245,85	2,7	000	8,3	000	0,7	000	0,89	000	0,2	000	3,6	000	0,4	000	0,6
	263,10	1,7	000	5,1	000	0,8	000	1,5	000	0,3	000	6,6	000	2,1	000	2,7
XIV	211,20	2,5	110	4,8	000	1,1	111	2,8	000	2,5	000	7,7	000	1,0	000	1,8
	239,45	2,8	100	4,5	000	0,4	000	1,7	000	1,6	000	7,7	000	0,8	000	1,2
XXX,I	139,75	2,9	101	5,3	000	0,5	000	1,4	000	2,1	000	9,2	000	0,7	000	2,2
	162,70	2,3	000	7,1	000	0,4	000	1,7	000	1,6	000	5,0	000	0,7	000	1,8
	185,90	2,3	000	9,6	000	0,7	000	1,1	000	0,6	000	3,9	000	0,9	000	0,8
	214,25	2,8	000	3,4	000	0,6	000	1,2	000	0,5	000	4,3	000	0,5	000	0,4
	237,25	2,3	000	3,7	000	0,8	000	1,7	000	1,8	001	8,9	111	1,8	001	2,9
XXX,VII	103,35	4,6									000	4,5	000	0,4	000	1,0
	186,46	1,5									110	7,0	100	0,9	000	1,5
	57,60	1,7									001	9,4	000	0,4	000	0,5
XX,XV	245,70	2,3									110	5,1	000	0,3	000	0,7
	301,9	1,7									111	4,6	000	0,8	000	1,2
	404,15	2,3									001	10,3	000	2,2	000	4,4
III	39,60	3,4									001	20,2	000	1,8	000	4,5
	91,09	3,5									001	7,2	000	1,0	000	2,5
	159,57	1,7									000	3,3	000	0,5	000	1,5
	222,31	4,7									000	6,0	000	0,7	000	1,3
	257,60	3,6									111	5,4	000	0,7	000	1,0
	297,85	2,3									001	17,3	000	1,4	000	1,4
Учет критических значений	% ошибок		28		10		16		3,7		22		8		3,5	
	Критические значения критерия при 5% уровне	2,3		—		2,6		4,1		2,3		—		2,6		
	% определенных решений	—		—		74		100		—		—		90		
	% ошибок среди определенных решений	—		—		10		3,7		—		—		0		
	Критическое значение критерия при 10% уровне	1,9		—		2,1		2,8		1,9		—		2,1		
	% определенных решений	—		—		66		92,0		—		—		67,0		
	% ошибок среди определенных решений	—		—		11,5		1,0		—		—		0		

При распознавании волны Γ_0 (при альтернативе Γ_1) была получена одна ошибка из 35 при 6 неуверенных.

Программа «Дискор-2» применялась для одновременной условной идентификации волн Γ_0, M_0, B_0 (задача 1) и Γ_0, M_0, B_0 (задача 2) в пределах Ляминской площади. В отличие от программы «Дискор-1» корреляция на предыдущих сейсмограммах всегда принималась по результатам непрерывной корреляции.

Эталонная выборка включала 51 сейсмограмму профилей XI, XII, XIV и XV (все частично). Экзамен осуществлялся по сейсмограммам профилей XI, XIV, XV, XXI, XXII, XXVIII (задача 1) и, дополнительно, XXXVII, XXXV и III — в задаче 2 (всего 36 и 48 сейсмограмм соответственно).

Максимальное число признаков для каждой волны равно 7: $X_1, X_2, X_3, X_6, X_8, X_{13}$ и X_{14} ; те же признаки снимались на предшествующей сейсмограмме. Кроме того, использовались различные неполные наборы. Результаты распознавания отражены в табл. 7. При максимальном признаковом наборе в задаче 1 было получено 30 ошибок (что составляет 28% по отношению к общему числу идентификации, равному $3 \cdot 36 = 108$). При регуляризации с параметром $\alpha = 0,001 \lambda_{\max}$ число ошибок уменьшилось до 11 (10%). При распознавании с неполными признаковыми наборами наилучшие результаты были получены для наименьшей признаковой комбинации, которая содержит только признаки X_1 , для всех волн на данной и предшествующих сейсмограммах (4 ошибки). Неплохие результаты также дала комбинация 4 делящих и одного неделищего (X_1) признаков (5 ошибок).

Сравнивая вычисленные значения F с ее критическим значением $F_{pm, N-(p+q)m}$ (5%), имеем неопределенное решение, если $F > F_{pm, N-(p+q)m}$ (5%). Критическое значение F мы умеем определить только для нерегуляризованной процедуры. Ясно, что из-за плохой обусловленности матрицы при больших p и q учет критического значения мало что дает, так как число неопределенных решений становится очень большим. В частности, при $p + q = 14$ все решения оказываются неопределенными.

В случае малых p и q ($p = q = 1$) практически все решения (в том числе ошибочные) оказываются определенными. Тем не менее ошибочные решения имеют повышенные значения F , поэтому имеет смысл увеличить уровень значимости до 10%, тогда при $p = q = 1$ критическое значение F равно 2,8 и в столбце 10 остается только одна ошибка (плюс 3 неопределенных решения). При $p = 4, q = 1$ 10%-ное критическое значение также дает лучшие результаты, чем 5%-ное.

Таким образом, учет критического значения при уровне значимости 10% позволяет уменьшить вероятность ошибочных решений.

В задаче 2 (распознавание Γ_0, M_0, B_0) было получено меньшее число ошибок, а именно при полном наборе признаков 32 из 144 (22%), при полном признаковом наборе с регуляризацией 18 (или 8%) и, наконец, при неполном наборе, включающем делящие признаки волны $\Gamma_0 — X_1, X_3, X_8, X_4$, волны $M_0 — X_1, X_2, X_3, X_8$, волны $B_0 — X_1, X_3, X_8, X_{14}$ и предшествующий признак X_1 , для всех волн было получено 5 ошибок (т. е. меньше 4%): при этом учет уже 5%-ного критического значения полностью устраняет все ошибки идентификаций. При 10%-ном уровне слишком велико число неопределенных решений.

Итак, рассматриваемые методы одновременной идентификации при наличии эталонных выборок ограниченного объема ($N \sim 50$) вполне удовлетворительно работают только при малом числе классификационных признаков. При прослеживании основной комбинации волн Γ_0, M_0 и B_0 (с учетом критического значения F) удастся добиться практически безошибочных решений. При прослеживании комбинации Γ_0, M_0 и B_0 вероятность ошибки может быть доведена до 3% и менее.

Эксперименты с программами «Дискор-1» и «Дискор-2» подтверждают теоретический вывод о том, что при ограниченном объеме эталонной выборки увеличение числа неделящих (предшествующих) признаков особенно сильно уменьшает устойчивость критериев распознавания. Дальнейшие теоретические разработки должны быть направлены прежде всего на усовершенствование способов регуляризации, учета накапливаемой информации и отыскания возможностей более полного использования сейсмических признаков (в частности, увеличения их числа).

Сравнительная информативность сейсмических признаков

1. Совокупность временных признаков, включающая признак нулевого времени X_1 , а также признаки V и VI групп, являются основой распознавания сейсмических волн. Из них наибольшую информативность несет нулевое время прослеживаемой волны на данной и предшествующей сейсмограммах (т. е. признаки X_1 и X_{18}).

Во всех задачах эксперимента 3 признак X_{18} , по значению D_1^2 является наиболее делящим, при этом значение D_{18}^2 достаточно для распознавания B_0 и B_0 , а также B_2 и B_0 . По значению δ_{18} , которое учитывает связь с другими признаками, признак X_{18} оказался доминирующим только при распознавании варианта B_0 (во всех трех задачах). В остальных случаях он входит в число первых пяти признаков.

В большинстве экспериментов признак X_{18} служил основным звеном, связывающим корреляцию на данной и предшествующих сейсмограммах, поэтому именно он определяет зависимость достоверности распознавания от расстояния между наблюдениями. Легко показать, что если Δ — среднее значение Δt между двумя альтернативными вариантами (скажем, A_0 и A_1), то обобщенное расстояние для X_{18} равно:

$$D_{18}^2(l) = \frac{\Delta}{2\sigma_1^2(1 - \tilde{k}(l))} = \frac{D_1^2}{2(1 - \tilde{k}(l))},$$

где $\tilde{k}(l)$ — значение нормированной корреляционной функции признака $t_1 = X_1$ для расстояния l между наблюдениями;

σ_1^2 — дисперсия t_0 .

Ясно, что D_{18}^2 достаточно велико по сравнению с D_1^2 только в тех случаях, когда $l < \tau$ (где τ — радиус корреляции t_0). При увеличении l $D_{18}^2(l)$ стремится к $D_1^2/\sqrt{2}$.

Обобщенное расстояние по всем признакам приближенно равно сумме $D_{18}^2(l)$ и обобщенного расстояния по всем остальным признакам D_*^2 , не зависящего от l (эта величина изменяется от 6 при распознавании Γ_0^* и Γ_1 до 10 и выше в остальных задачах). Если D^2 — некоторое заданное значение обобщенного расстояния, то максимальное значение l определится решением уравнения

$$\frac{\Delta^2}{2\sigma_1^2(1 - \tilde{k}(l))} = D^2 - D_*^2.$$

На рис. 7 изображена полученная по эмпирическим корреляционным функциям зависимость $\frac{D_{18}^2}{k}$ от l при $\Delta = k \cdot 30$ мсек для волн Γ_0 и B_0 . Видно, что по одному только признаку X_{18} распознавание с точностью до

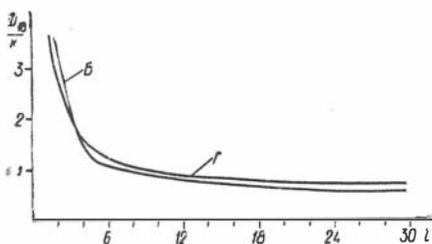


Рис. 7. Зависимость D_{18} от расстояния между наблюдениями.

X_{16} и X_3 . Его эффективность от l не зависит.

Из анализа значений δ_i^2 и D_i^2 следует, что и X_{11} , и X_{18} имеют более высокую информативность при распознавании волн (в частности, при различении B_0 и B_0 , B_0 и B_2) и несколько меньшую — при идентификации с точностью до фазы (Γ_0 и Γ_1 , M_0 и M_1 , B_0 и B_1). Оба признака входят во все информативные комбинации признаков.

Признаки V и VI групп, учитывающие взаимоотношения с другими прослеживаемыми волнами, имеют сравнительно высокую информативность. Как правило, значения δ_i^2 и D_i^2 для этих признаков сильно отличаются, что свидетельствует о сильной коррелированности этих признаков с другими (и прежде всего между собой). Особенно информативными они были в задачах B_0/B_2 , B_0/B_0 и M_0/M_1 (во всех случаях основную роль играют признаки, связывающие рассматриваемые варианты с волной Γ).

К временным признакам примыкает признак X_4 (стрела прогиба годографа), который в наших условиях ($L \sim 0,6$ км) малоинформативен, особенно при идентификации фаз. Суммарное значение D_4^2 (по всем задачам эксперимента 3) равно 0,66, из них только 0,05 падает на распознавание фаз. Для этого признака характерно более высокое значение δ_i^2 сравнительно с D_i^2 , что свидетельствует о полезной (отрицательной) корреляции с другими признаками. По значению δ_i^2 он в ряде случаев входит в информативные комбинации.

2. Группа признаков, учитывающих взаимоотношения прослеживаемой волны с близкими по временам волнами, в которую входят временные признаки X_2 и X_3 и амплитудные X_{13} и X_{14} , является следующей по информативности после временных. По среднему значению D_i^2 признак X_3 занимает следующее место после X_{11} , а признак X_{14} занимает второе место после X_{18} по среднему значению δ_i^2 . Все признаки этой группы имеют в среднем большее значение δ_i^2 , чем D_i^2 , что (как и в случае X_4) свидетельствует об их полезной корреляции с другими признаками и между собой.

Признаки X_2 и X_3 более эффективны при идентификации фаз, признак X_{13} — при распознавании волн. Признаки X_3 и X_{14} , связанные с ближайшей волной справа, информативнее, чем X_2 и X_{13} . Это говорит о наличии сравнительно выдержанных спутников основных волн, связанных с жесткими границами или пропластками в верхней части разреза.

Эффективность рассматриваемой группы признаков может быть расширена при более точной формализации процедуры и измерения. Заметим также, что признаки X_2 и X_3 имеют резко ненормальное распределение. Поэтому при их использовании целесообразно применять соответствующие нормализующие преобразования. В частности, применение логарифмирования к X_2 и X_3 в задаче M_0/M_1 увеличило обобщенные расстояния D_2^2 и D_3^2 с 0,66 и 1,30 до 0,93 и 1,56 соответственно.

3. Информативность признаков формы записи (X_5 , X_6 , X_7 , X_8 , X_9 , X_{10} , X_{11} и X_{12}) несколько уступает информативности ранее рассмот-

фазы и вероятностью ошибки $\alpha = 0,05$ возможно на расстояниях $l \leq 1,5$ км. Из графика следует, что при изменении l от 2 до 6 км эффективность признака D_{18} быстро падает. Отмеченная ранее малая зависимость ошибок распознавания от расстояния указывает на большую роль других признаков.

Признак X_1 (нулевое время) в среднем — по всем задачам — является вторым после X_{18} . По значению δ_i^2 он уступает также признакам X_{14} , X_{13} ,

ренных групп. Обобщенное расстояние по всем этим признакам составляет величину порядка 1 (от 1,87 при распознавании Γ_0 и Γ_1 до 0,48 при распознавании B_0 и B_0). Довольно заметна более высокая эффективность этой группы при различении соседних фаз, нежели при различении соседних волн. По значению D^2_i наиболее информативен признак X_8 , по значению δ^2_i — X_{10} и X_6 . Все эти признаки положительно коррелируют между собой, поэтому значение δ^2_i не всегда точно отражает их действительную информативность.

Возможны следующие причины, обусловившие низкую информативность признаков формы записи в проведенных экспериментах: 1) неудачный выбор системы признаков, 2) сильная изменчивость признаков этой группы в пределах сейсмограммы и по площади, 3) недостаточная формализация некоторых признаков и связанные с этим грубые ошибки при их измерении, 4) неблагоприятные местные сейсмогеологические условия, 5) свойства аппаратуры, понижающие информативность формы записи (в любой системе признаков), 6) наконец, объективная малая информативность этой группы признаков, не зависящая от условий приема и обработки.

Последняя причина заведомо несостоятельна для объяснения низкой информативности формы записи при различении соседних фаз, поскольку даже при простейшей форме импульса, имеющего огибающую с одним максимумом, характеристики соседних фаз оказываются существенно различными. Что касается распознавания волн, то при наличии толстослойистой среды соседние волны при падении, близком к нормальному, по форме записи вообще не должны отличаться. Однако в условиях Западно-Сибирской низменности отраженные волны, как правило, связаны с отдельными слоями небольшой мощности, т. е. имеют интерференционный характер. Поэтому форма записи соседних волн не обязательно одинакова.

Немаловажное значение, безусловно, имеют применяемая аппаратура и выбранный аппаратурный режим. Существует представление, что с точки зрения дискретной корреляции целесообразно применять широкополосную (неискажающую) аппаратуру. Однако это верно только при отсутствии помех. При достаточно высоком уровне помех форма полезных сигналов искажается (и притом нерегулярным образом), что, безусловно, снижает достоверность распознавания. С точки зрения теории статистического приема при обнаружении и измерении параметров каждой волны следует использовать соответствующий оптимальный (согласованный) фильтр, максимизирующий отношение сигнал/помеха, при этом все особенности формы записи на выходе фильтра отображаются через амплитудные признаки. Если форма распознаваемых волн различна, соответствующие амплитудные признаки должны сниматься на разных фильтрах. В действительности мы обычно не имеем такой информации о форме полезных сигналов, которая позволяет использовать для разных волн различные оптимальные фильтры. Поэтому фильтр, который предназначается для выделения всех волн одновременно, может иметь несколько большую полосу пропускания, чем оптимальные фильтры, и тем большую, чем меньше уровень помех.

Естественно, говоря о необходимости узкополосных фильтраций, мы имеем в виду сейсмограммы, с которых снимаются признаки формы записи. Что касается исходных записей, то они, без всякого сомнения, должны быть широкополосными и допускать неограниченное число воспроизведений.

Вследствие монотонного изменения амплитуд при автоматической регулировке усиления применение последней не оказывает серьезного влияния на признаки формы записи до тех пор, пока разность амплитуд сравниваемых экстремумов не становится соизмеримой с погрешностью их измерений.

Таблица 8

Пло- щадь	№ п/п	Число приз- наков	Число кана- лов	Дополнительные замеча- ния (какие признаки осред- нялись, суммирование и т. д.)	Волна	Обобщенные расстояния	
						сосед- ние фазы	сосед- ние волны
Ляминская	1			Исходный материал	Γ_0 и Γ_3	1,87	—
	2			»	B и B	—	0,43
	3			»	B и B	—	0,45
	4			»	B и B	—	0,45
	5			»	B и B	—	0,48
	6			»	B и B	—	0,94
	7	6	1	»	M	1,2	—
	8	5	1	Вторичная выборка	M	3,1	1,5
	9	5	4	Каналы 5, 20, 35, 43 — осреднены	M	5,5	1,7
Покровская	10	5	1	Без АРА	B	2,7	1,8
	11	5	1	С АРА		2	1,8
	12	5	4	Суммирование		1,6	0,7
	13	5	7	»		1,1	0,19
Тарховская	14	9	1	Канал 35	B	13,5	7,6
	15	9	1	Канал 5		—	9,1
	16	9	4	5, 20, 35, 43 — осреднены	B	57,8	25,4

В табл. 8, в которой отражены различные эксперименты с формой записи, приведены результаты определения обобщенного расстояния по признакам X_5 , X_6 , X_7 , X_8 , X_9 с применением и без применения АРУ. Эти вычисления были выполнены по материалам Покровской площади, полученным на станции СС 24-61М и воспроизведенным на приставке ПОИСК-1-24 РНП-В. Средняя амплитуда экстремумов на сейсмограммах (записанных перописцем) не превышает 1 см. Этим объясняется то, что при распознавании соседних фаз без АРА обобщенное расстояние почти в 1,5 раза больше, чем с применением АРА (2,7 против 2,0). При распознавании соседних волн обобщенное расстояние одно и то же (1,8).

Для проверки влияния локальных сейсмогеологических условий был взят материал Покровской, а также Тарховской площади (район Нижне-Вартовского свода). На Покровской площади были получены примерно те же (хотя и более высокие) значения D^2 , что и на Ляминской. На Тарховской площади обобщенное расстояние по признакам формы записи оказалось значительно выше (13,5 при различении фаз и более 7 при различении волн). Особенно информативным при различении фаз оказался признак X_7 (разность амплитуд между первым и вторым минимумами), для которого $D_7^2 = 8,24$. При различении волн наиболее информативен амплитудный признак X_8 ($D_8^2 = 2,48$, $\delta_8^2 = 2,73$). Эти результаты полностью соответствуют опыту визуальной корреляции волн в районах широтного Приобья, который свидетельствует о значительном амплитудном доминировании волны B и отчетливой выраженности ее второго минимума.

Таким образом, локальные сейсмогеологические условия (и, до некоторой степени, используемая аппаратура) могут существенно влиять на информативность признаков формы записи, которые в типичных условиях широтного Приобья могут конкурировать с временными признаками. В этом смысле выбранная нами для экспериментов Ляминская площадь оказалась неблагоприятной.

Несовершенство аппаратного режима и неблагоприятные сейсмогеологические условия недостаточны для объяснения низкой информативности формы записи в наших экспериментах, так как опыты с визуальной корреляцией на тех же сейсмограммах показывают, что во многих случаях кри-терий формы записи достаточен для опознавания волн.

Для проверки влияния субъективных ошибок измерения признаков была взята вторичная выборка сейсмограмм с восточной части Ляминской площади (профили XII и XV), при этом измерение признаков проводилось очень тщательно.

Из табл. 8 видно, что для волны M обобщенное расстояние увеличилось с 1,2 до 3,1 (в 2,5 раза!). Поэтому следует ожидать, что при цифровой записи и измерении признаков непосредственно в машине информативность этой группы может быть значительно увеличена.

Следующей причиной является сильная изменчивость формы записи в пределах одной сейсмограммы, благодаря чему измерение признаков на одной трассе (что имело место в основной выборке) оказывается непредставительным. Для проверки эффекта, который дает использование нескольких трасс, каждый признак измерялся на 4 трассах, затем бралось среднее его значение. При распознавании фаз на Ляминской площади (волна M) это увеличило D^2 с 3,1 до 5,5, а на Тарховской — с 13,5 до 57,8. При распознавании волн на Ляминской площади увеличение очень незначительно (с 1,5 до 1,7), а на Тарховской площади — с 7—9 до 25. Итак, осреднение признаков по нескольким трассам действительно эффективно.

Если искажения признаков на соседних трассах сейсмограммы независимы и разброс значений каждого признака в пределах сейсмограммы совпадает с разбросом по площади, то при осреднении на n трассах достигается обобщенное расстояние D_n^2 , равное $n \cdot D^2$. Практически это и имеет место на Тарховской площади.

Очевидно, что с ростом числа трасс достоверность распознавания увеличивается. Однако использование большого числа трасс увеличивает трудоемкость процедуры измерения. Поэтому здесь целесообразно использовать методы последовательного анализа [2], а именно допустить возможность неопределенного решения и, начав распознавание при малом числе трасс, увеличивать число их до тех пор, пока не будет принято определенное решение.

Осреднение формы записи можно также осуществить в форме суммирования трасс (РНП), однако эта процедура целесообразна только при введении статистических поправок, в противном случае использование экстремумов исходной записи обладает большей помехоустойчивостью (см. например, [3]). Суммирование по 4 и 7 трассам (без введения статистических поправок) на материале Покровской площади не только не увеличило обобщенное расстояние, но даже уменьшило его (с 2,0 до 1,6 при суммировании 4 трасс и 1,1 при суммировании 7 трасс).

Рассмотрим возможности усовершенствования самой системы признаков формы записи. Прежде всего обсудим вопрос о том, какие амплитуды — абсолютные или относительные — нужно использовать в качестве признаков. Выше уже указывалось, что с информационной точки зрения переход к отношениям амплитуд не прибавляет новой информации. Это, в целом, подтверждается результатами экспериментов. Признак $X_7 = X_6/X_8$ в смысле D_i^2 значительно уступает и признаку X_6 , и признаку X_8 , а в смысле δ_i^2 имеет практически такую же информативность, что и X_8 , и значительно меньше, чем X_6 . Это не означает, что в конкретных критериях распознавания использование отношений не имеет смысла; поскольку распределение признаков формы записи заведомо не гауссовское, то соответствующие критерии не используют всей информации, заложенной в системе абсолютных призна-

ков. Поэтому добавление отношений может увеличить информативность всей системы признаков относительно используемых критериев распознавания. Строки 2, 3, 4 и 5 табл. 8 показывают, что система X_6, X_8 более информативна, чем X_7 , система X_6, X_7 имеет такую же информативность, что и X_6, X_8 , а X_6, X_7, X_8 информативнее всех предыдущих (хотя различие информативности практически несущественно).

Другой причиной, по которой целесообразно использовать отношение амплитуд, является сокращение числа признаков (на 1 признак). Особенно в этом смысле целесообразно использовать отношения к средней амплитуде фона.

Более принципиален вопрос целесообразности использования фазового представления в качестве характеристики формы записи, т. е. вопрос о самой системе признаков. Несмотря на то, что фазовое представление дает существенное сокращение числовой информации (по сравнению с дискретной системой отсчетов, основанной на теореме Котельникова), полезная информация, которая содержится в форме записи, при использовании фазового представления выражается в сравнительно большом числе положительно коррелированных признаков, что неблагоприятно сказывается на используемых способах распознавания. Это обстоятельство несущественно, когда обобщенное расстояние велико (как это имеет место на Тарховской площади, где использование фазового представления вполне удовлетворительно), но при малых обобщенных расстояниях большое число признаков только ухудшает качество распознавания.

Отсюда вытекает необходимость отыскания эквивалентной (по информативности) системы признаков формы записи, содержащей меньшее (не более трех) число признаков. Здесь возможны следующие пути:

1) использование ограниченного числа линейных комбинаций вида $a_5X_5 + a_6X_6 + \dots + a_{12}X_{12}$, в частности проекций вектора $(X_5, X_6, \dots, X_{12})$ на первые собственные векторы матрицы ковариаций, описывающей эту систему признаков;

2) выражение формы записи через параметры подходящего класса импульсов, в частности пусть большинство импульсов описывается формулой

$$y(t) = a \exp\{-\beta^2(t - t_0)^2\} \cos(\omega t - \psi),$$

тогда параметрами формы записи являются величины a, β, ψ и ω (впрочем, последняя может считаться заданной); вместо амплитуды может быть использовано отношение a к средней амплитуде фона.

Для определения a, β и ψ можно указать методы, основанные на фазовом представлении волн, которые удобно реализовать в пределах программы распознавания. В этом случае фазовое представление является промежуточным этапом сокращения числовой информации.

Итак, признаки формы записи представляют значительный резерв для повышения качества формальных критериев распознавания. Основные способы увеличения их информативности заключаются в 1) применении благоприятных аппаратурных параметров, 2) использовании нескольких трасс (и в обучении, и на экзамене), 3) применении эквивалентных признаковых систем, содержащих небольшое число признаков.

4. Координаты наблюдений в большинстве случаев представляют неделимый признак, информативность которого определяется корреляцией с другими делящими признаками. Иными словами, координаты оказываются полезными при закономерном изменении признаков волн на площади. Поэтому признаки X_{15} и X_{16} , как правило, имеют довольно большое значение δ_i^2 .

При распознавании волн, имеющих неповсеместное распространение, координаты оказываются делящими признаками. В частности, это имеет место при распознавании вариантов B_0 и B_2 , имеющих области распространения, отличные от других волн.

Координаты входят в информативную комбинацию признаков практически во всех задачах (особенно X_{16}), поэтому целесообразность их использования не вызывает сомнения.

Признак $X_{17} = l$ (расстояние между наблюдениями) малоинформативен. Исключение составляет распознавание волны B_0 .

Заключение

В работе дана экспериментальная проверка статистических методов идентификации волн, развитых в [5], которые могут быть применены для корреляции волн при дискретных наблюдениях МОВ в условиях Западной Сибири.

В работе описаны несколько программ распознавания образов, основанных на методе дискриминантной функции, которые могут быть использованы при последовательной идентификации волн и в других аналогичных задачах. Кроме того, описаны две программы дискретной корреляции волн. Первая («Дискор-1») осуществляет прослеживание одной волны при наличии трех (включая основной) вариантов идентификации, а вторая («Дискор-2») осуществляет одновременную идентификацию $m \leq 4$ волн.

Указанные программы были опробованы на материале непрерывного профилирования одной из площадей широтного Приобья. Статистический анализ участвующего в эксперименте материала показывает малую коррелированность различных групп признаков (при значительной корреляции в пределах группы). Распределение большинства признаков значимо отличается от гауссовского. Несмотря на это, эксперименты показывают, что метод линейной дискриминантной функции, основанный на гауссовской аппроксимации многомерного распределения признаков, дает высокую (сравнительно с другими, в том числе не используемыми предположение о гауссовости) достоверность распознавания, при этом удовлетворительное распознавание достигается при использовании 6—8 признаков. Достоверность распознавания увеличивается при регуляризации обращения матриц.

Проведенный анализ информативности признаков показывает, что наиболее информативны временные признаки, особенно при идентификации с точностью до волны. При идентификации с точностью до фазы сравнительно высокую информативность имеют признаки, описывающие взаимоотношения прослеживаемой волны с соседними, а также признаки формы записи. Информативность последних сильно зависит от местных сейсмогеологических условий (а отчасти и от используемого аппаратного режима) и в ряде случаев (район Нижне-Вартовского свода) очень высока.

Из экспериментов следует, что при идентификации волн статистическими методами может быть достигнута вероятность ошибки, не превышающая 5%, а в методе одновременного распознавания — менее 3% (особенно при введении неопределенных решений). Это показывает, что достаточно детальные сейсмозондирования могут служить поисковым методом при поиске локальных структур 3-го порядка.

Несмотря на то, что полученные результаты уже сейчас могут быть рекомендованы для внедрения в практику сейсмозондирования Западно-Сибирской низменности, методы распознавания с полной априорной информацией недостаточны для решения многих практических задач. Прежде всего полученные критерии распознавания очень неустойчивы при небольшом объ-

еме эталонной выборки сейсмограмм, особенно в методе одновременной идентификации волн. Это заставляет ограничиться очень малым числом признаков, благодаря чему не используется значительная полезная информация. Кроме того, материал обучения действует на сравнительно небольших расстояниях и сильно привязан к применяемому аппаратурному режиму. Эти обстоятельства затрудняют использование данных площадных работ при обработке СЗ, так как, во-первых, не все площадные работы располагаются в достаточной близости и, во-вторых, они зачастую обрабатываются с использованием другой аппаратуры.

В рамках теории распознавания с полной априорной информацией следует развивать методы негауссовской аппроксимации эмпирических распределений, в частности методы, использующие предположение независимости (тем более, что проведенный статистический анализ показывает, что для многих признаков предположение независимости является более удовлетворительным, чем предположение о гауссовости). Кроме того, большое значение имеет применение более совершенных методов регуляризации критериев гауссовского типа (в частности, регуляризации обращения ковариационной матрицы).

Немаловажное значение имеет усовершенствование системы признаков, в частности признаков формы записи, форма использования которых в наших экспериментах оказалась не вполне удовлетворительной. Кроме чисто аппаратурных приемов, при измерении признаков формы записи целесообразно использовать большее число трасс и в то же время сократить число признаков (без потери информации).

В заключение отметим, что развитие статистических методов корреляции волн в значительной мере зависит от внедрения устройств автоматического считывания и ввода цифровой информации в ЭЦВМ, что не только позволит значительно упростить довольно трудоемкую процедуру статистической обработки, но и повысить точность измерения (а тем самым и информативность) большинства используемых признаков.

ЛИТЕРАТУРА

1. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. Физматгиз, 1963.
 2. Вальд А. Последовательный анализ. Физматгиз, 1960.
 3. Гольдин С. В. Помехоустойчивость амплитудных критериев фазовой корреляции сейсмических волн. — Геология и геофизика, № 4, 1966.
 4. Гольдин С. В. К вопросу о числе признаков в статистических классификациях. — Сб. «Применение математических методов при геологических исследованиях в Западной Сибири». Тюмень, 1968.
 5. Гольдин С. В. Статистические методы идентификации отраженных волн при наличии полной априорной информации. Наст. сб.
 6. Янко Я. Математико-статистические таблицы. Госстатиздат, 1964.
-

О корреляции отраженных волн при поисках локальных структур точечными зондированиями в Западно-Сибирской низменности

Поиски локальных структур на территории Западно-Сибирской низменности проводятся в основном сейсмическими методами. В последнее время при решении этих задач все большее применение находит методика точечных зондирований отраженными волнами [2], позволяющая значительно повысить производительность сейсмических исследований и снизить их стоимость, что приобретает особое значение при поисках локальных структур, с которыми в подавляющем большинстве случаев связаны залежи нефти и газа. В процесс поиска включаются исследования, связанные с обнаружением локальной структуры и ее оконтуриванием. Решение этой задачи точечными зондированиями требует точности дискретной корреляции отраженных волн.

В данной работе рассматриваются приемы, которые позволяют, как будет показано ниже, с достаточной для практических целей точностью отождествлять отраженные волны, полученные при точечных зондированиях, и тем самым обеспечивают решение поисковой задачи.

Краткая характеристика сейсмогеологических условий центральной части Западно-Сибирской низменности сводится к следующему [1, 2, 4, 7]: в низах осадочного чехла наблюдаются выдержанные в региональном плане опорные отражающие горизонты, приуроченные к марьяновской и тюменской свитам, реже — к поверхности фундамента, по которым локальные структуры проявляются наиболее рельефно. Последние характеризуются средними размерами 7×13 км, средней амплитудой 80 м и пологими углами наклона их крыльев (углы наклона границ в подавляющем большинстве не превышают 2°). Глубины до сводов локальных структур по отмеченным горизонтам изменяются от 1600 до 2700 м.

Изучение физических свойств осадочного чехла показало, что мезозойские отложения характеризуются устойчивым законом изменения средней скорости распространения продольных волн с глубиной, который можно аппроксимировать линейной зависимостью

$$\bar{V} = V_0 + 0,4h, \quad (1)$$

где V_0 — средняя скорость до кровли мезозойских отложений, м/сек, h — глубина от кровли мезозойских отложений, м. Характер изменения средних

скоростей распространения упругих продольных волн в пределах локальных площадей в настоящее время изучен слабо. Поэтому определение глубин до отражающих границ проводится по одной зависимости средней скорости от глубины, установленной с помощью сейсмического каротажа для данной или близко расположенной площади. При этом структурные планы и глубины до отражающих границ по данным МОВ и бурения совпадают с точностью, достаточной для решения поисковых задач. Отсюда можно полагать, что горизонтальный градиент средней скорости в пределах локальных площадей незначительный и им можно пренебречь на этапе поисков локальных структур.

Указанные геологические и физические характеристики обуславливают устойчивое прослеживание отраженных волн при сейсмических исследованиях. Обнаруживаются определенные особенности их записей на сейсмограммах [3]. Главные из этих особенностей сводятся к следующему: в интервале времен 1,6—2,3 сек наблюдается зона регулярной записи отраженных волн, в пределах которой выделяется от одной до трех опорных волн, представленных двух- или трехфазными колебаниями. В подавляющем большинстве случаев эти волны при применении среднечастотных фильтров прослеживаются раздельно. При этом последняя фаза предыдущей волны и первая фаза последующей разделяются интервалом нерегулярной записи, который по длительности превышает видимый период колебаний.

Основные особенности применяемой методики точечных зондирований отраженными волнами заключаются в следующем. Регистрация отраженных волн, вызванных одним источником возбуждения, проводится минимум на двух базах наблюдения: $l_1 = 50$ м, $l_2 = 1000$ м, где l — расстояние между пунктом взрыва и приема. Наблюдения на базе l_2 осуществляются по обе стороны от пункта взрыва. Запись волн проводится с помощью телеуправляемого регистратора «Тайга» [8] на короткой сейсмической установке (50 м), с расстояниями между сейсмоприемниками 10 м. Применяется группирование сейсмоприемников по 10 на канал с расстояниями между ними в группе 1 м.

Густота сети профилей при поисках локальных структур составляет 5×5 км.

Плотность сейсмических наблюдений по профилям определяется из условий, при которых исключаются грубые ошибки корреляции (переход с одной волны на другую). При этом делаются следующие допущения, в подавляющем большинстве случаев выполняющиеся в реальных условиях Западно-Сибирской низменности:

- 1) отражающие границы непрерывны;
- 2) разность времен записей последней фазы предыдущей волны и первой фазы последующей превышает значение периода колебаний (T).

При этих условиях, очевидно, переход с одной волны на другую будет исключен, если разница времен регистрации опорной волны (при $l = \text{const}$) на двух соседних пунктах приема равна или меньше значения периода колебаний. Считая границу плоской, с углом наклона φ , при заданной средней скорости распространения упругих волн V будем иметь следующее выражение для приращения времени Δt между соседними зондированиями с базой $l = 0$, центры которых расположены на расстоянии L друг от друга:

$$\Delta t = \frac{2L \sin \varphi}{V}. \quad (2)$$

Отсюда следует, что условие $\Delta t \leq T$ соблюдается при

$$L \leq \frac{T \cdot V}{2 \sin \varphi}. \quad (3)$$

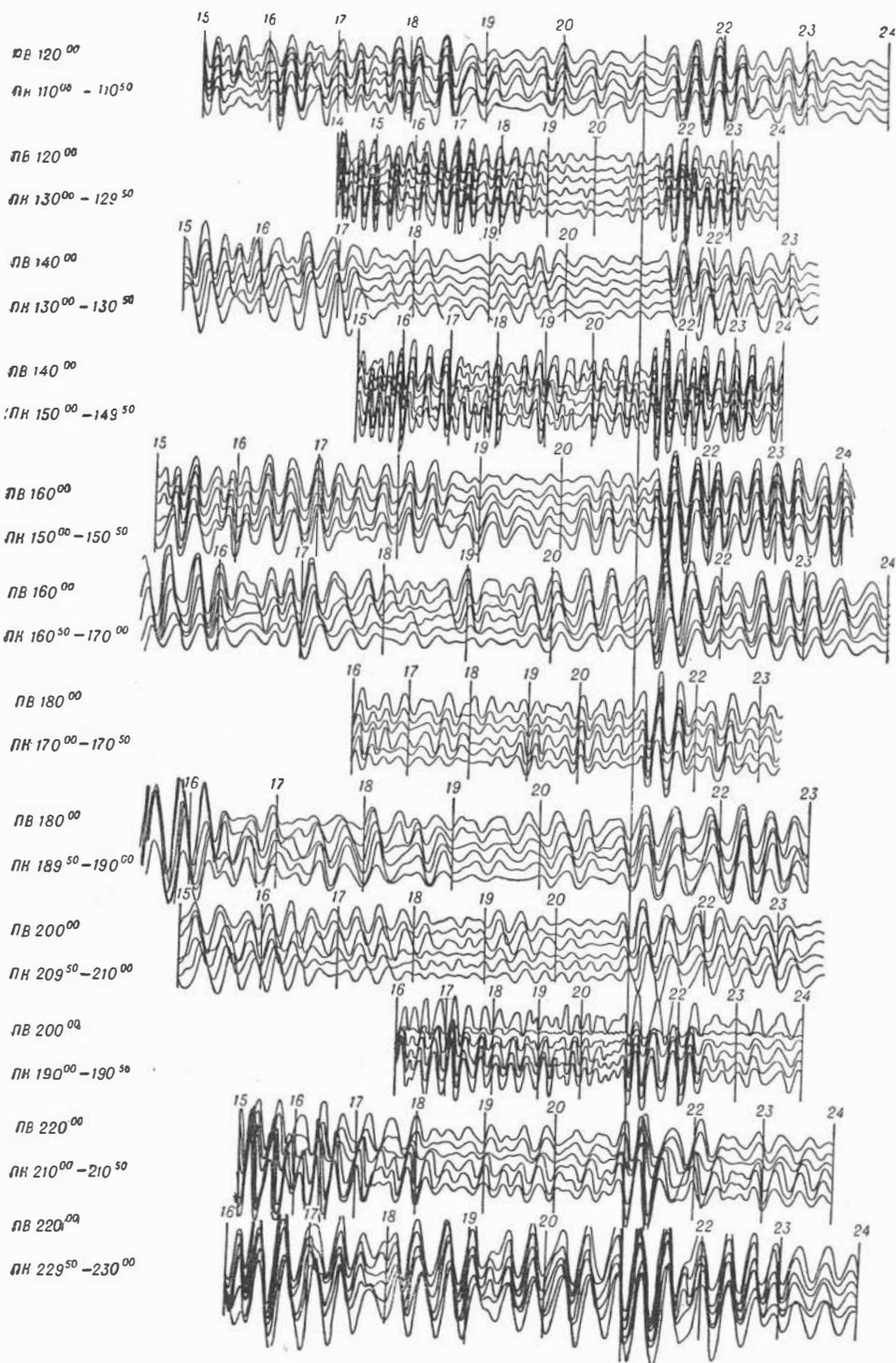


Рис. 1. Монтаж сейсмограмм точечных зондирований отраженными волнами ($l = 1000$ м).

Выражение (3) строго справедливо для нормального луча ($l = 0$); оно, как показывают расчеты, с достаточной для практики точностью может быть использовано и в случае $l \neq 0$.

Подставляя в (3) значения $T = 0,035$ сек, $\varphi = 2^\circ$ и $V = 2500$ м/сек, найдем $L \leq 1200$ м. Отсюда расстояние между точками определения глубины принимаем равным 1 км.

Это условие выполняется при выбранной схеме точечных зондирований (одно наблюдение на базе $l_1 = 50$ м и два на базе $l_2 = 1000$ м, расположенных по обе стороны от пункта взрыва), если источник возбуждения упругих колебаний располагается на профиле через 2 км.

Характерные записи отраженных волн для $l_2 = 1000$ м представлены на рис. 1. Каждому дискретному наблюдению соответствует сейсмограмма, содержащая шесть трасс.

Корреляция отраженных волн проводится в соответствии с принципами, изложенными в работе [6]. Используются волновые, параметрические и геологические признаки.

Геологические признаки основываются на знании главных особенностей геологического строения района. Основные из них: количество отражающих границ в низах мезозойского чехла, интервал изменения глубин до опорных отражающих границ, особенности сейсмогеологических разрезов в пределах локальных структур, допустимые углы наклона отражающих границ, вертикальные и горизонтальные размеры локальных структур.

Параметрические признаки основываются на сведениях о физических параметрах среды. Главные из этой группы признаков — данные о скорости распространения упругих волн в среде (зависимость средней скорости распространения упругих волн от глубины и ее изменения по площади). Названные геологические и параметрические признаки подробно рассмотрены в работе [3].

Особое место среди рассмотренных признаков занимают волновые. По своей роли в процессе корреляции эти признаки являются главными. К ним относятся: признак сохранения формы записи опорных волн в пределах больших площадей, количество опорных волн и их взаимное расположение на сейсмограммах, закономерности изменения волновых картин в определенных геологических условиях. Эти признаки также подробно охарактеризованы в работе [3].

К этой группе можно отнести признаки, основанные на использовании особенностей полей времен отраженных волн [6], построение и анализ которых представляет часть процесса интерпретации данных точечных зондирований.

Поле времен характеризуется определенным соотношением двух линий $l = \text{const}$, зависящим от параметров геологической среды (средней скорости распространения упругих волн и глубины залегания отражающих границ).

Значение времени в каждой точке линии $l = \text{const}$, согласно работе [6], может быть определено из выражения

$$t = \frac{1}{V} \sqrt{4h^2 + l^2 \cos^2 \varphi}, \quad (4)$$

где l — база, φ — угол наклона границы, V — средняя скорость распространения упругих волн, h — глубина до отражающей границы в средней точке базы наблюдения, t — время в данной точке линии $l = \text{const}$. Очевидно, взаимное поведение двух линий $l = \text{const}$ определяется характером изменения разницы времен между ними ($\Delta t'$) в пределах профиля. Используя

формулу (4) и подставляя в нее выражение для изменения скорости с глубиной (1), получим следующее выражение для $\Delta t'$:

$$\Delta t' = \frac{\sqrt{4h^2 + l_2^2 \cos^2 \varphi} - \sqrt{4h^2 + l_1^2 \cos^2 \varphi}}{V_0 + 0,4h} \quad (5)$$

Учитывая то, что максимальное значение углов наклона отражающих границ не превосходит в рассматриваемых условиях 2° , построим график зависимости $\Delta t'(h)$ при заданных l_1 и l_2 .

На рис. 2 представлен график этой зависимости для двух пар значений l ($l_1 = 0, l_2 = 1000$ м и $l_1 = 0, l_2 = 2000$ м). $\Delta t'$ между линиями $l = \text{const}$ плавно изменяются с глубиной, причем скорость изменения тем больше, чем больше база l_2 и меньше глубина залегания отражающей границы. Из графика также видно, что изменение глубины залегания отражающей границы на 100 м вызывает приращение $\Delta t'$ между линиями $l_1 = 0$ и $l_2 = 1000$ м не более 3 мсек, т. е. эти линии $l = \text{const}$, построенные по профилям, расположенным в пределах локальной структуры, практически параллельны. При базе $l_2 = 2000$ м и тех же изменениях глубин (1800—1900 м) приращение $\Delta t'$ составит около 20 мсек, т. е. проявляется заметная непараллельность линий $l = \text{const}$, причем сводам структур будут соответствовать максимальные значения $\Delta t'$.

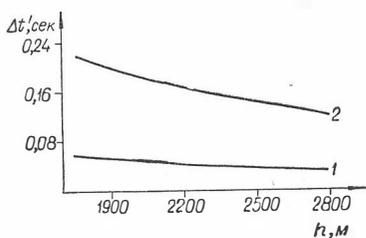


Рис. 2. График $\Delta t(h)$ (Константиновская площадь).

- 1) $l_1 = 0, l_2 = 1000$;
- 2) $l_1 = 0, l_2 = 2000$.

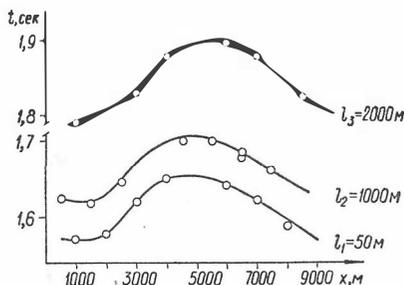


Рис. 3. Поле $t(x, l)$ (Константиновская площадь).

На рис. 3 показано поле $t(x, l)$, построенное по результатам точечных зондирований с базами $l_1 = 50$ м, $l_2 = 1000$ м и $l_3 = 2000$ м. Наблюдаемые времена лежат на двух практически параллельных линиях $l = \text{const}$; $\Delta t'$ между ними равно примерно 45 мсек и соответствует данным графика $\Delta t'(h)$ для реальных глубин 2000—2100 м. Для линий l_1 и l_3 наблюдается заметная непараллельность. При корреляции критерий выдержанности значений $\Delta t'$ обеспечивает выделение одной и той же фазы волны на разных базах наблюдения, позволяет исключить нерегулярные ошибки корреляции в отдельных точках.

Важной особенностью поля времен, которую полезно учитывать при корреляции волн, является характер поведения отдельной линии $l = \text{const}$ в горизонтальном направлении. Эту характеристику для любого l удобно выразить через приращение времени τ_l регистрации отраженной волны на некотором интервале x профиля, которое можно описать следующим выражением:

$$\tau_l = \frac{2x \sin \varphi}{V} \sqrt{1 + \frac{l^2}{4(h + x \sin \varphi)^2} + \frac{4l \sin \varphi}{h + x \sin \varphi}} \quad (6)$$

Для базы наблюдения $l = 0$, т. е. при регистрации у пункта взрыва выражение для приращения τ_l на интервале профиля 1 км примет вид

$$\tau_0 = \frac{2 \sin \varphi}{V}, \quad (7)$$

где размерность τ_0 — сек, скорости V — км/сек.

Принимая максимальные углы наклона отражающих границ и используя выражения (6), (7), можно рассчитать допустимые значения τ_0 , τ_l . Так, для реальных глубин залегания отражающих горизонтов и максимальных углов наклона, равных 2° , допустимое значение τ_0 составит 30 мсек.

Отмеченные особенности полей времен позволяют осуществлять контроль корреляции в пределах каждого сейсмического профиля.

Контроль за отождествлением фазы волны по площади проводится путем определения невязок линий $l = \text{const}$ в местах пересечения сейсмических профилей. Очевидно, что невязка во времени, в случае отсутствия ошибок корреляции, должна составлять долю значения периода колебаний. Невыполнение этого условия означает, что на каждом из пересекающихся профилей построение линий $l = \text{const}$ проводилось по различным фазам опорного отражения или по разным отражениям.

Использование рассмотренных признаков покажем на примере корреляции отраженных волн по материалам точечных зондирований, выполненных на Куйбышевской площади. По имеющимся сейсмогеологическим сведениям, этот район расположен в зоне плавного моноклиального погружения юрских горизонтов в северо-западном направлении. Отраженные волны от опорного отражающего горизонта, приуроченного к низам мезозойских отложений, регистрируются в интервале времен 2,1—2,3 сек. Ориентировочные глубины до опорного горизонта 2500—2700 м.

Подготовка сейсмограмм к корреляции заключалась в составлении монтажей сейсмограмм для фиксированных баз по каждому профилю. Сейсмограммы совмещались по времени, на котором регистрируются опорные волны, приуроченные к низам мезозойских отложений. Это время можно легко определить из предварительного рассмотрения сейсмограмм точечных зондирований либо из анализа результатов непрерывного профилирования, выполненного на близко расположенной площади. Составление таких монтажей позволяет визуально проследить отраженную волну в пределах всего профиля, определить особенности ее формы записи (количество экстремумов, их соотношение, видимый период колебания, особенности интерференции) и отметить одну из них.

Рассмотрим для примера монтаж сейсмограмм, представленный на рис. 1. На нем отчетливо выделяется зона регулярной записи в интервале времен 2,1—2,3 сек. В начале этой зоны наблюдается одна, постоянно регистрируемая отраженная волна, характеризующаяся преимущественно трехфазной формой записи. Вторая фаза ее отличается наибольшей амплитудой. Выделение ее на всех сейсмограммах профиля не вызывает затруднений. Времена регистрации этой волны плавно изменяются по профилю от 2,1 до 2,16 сек. Разница времен регистрации волны на соседних сейсмограммах не превышает допустимую (30 мсек). За выделенной волной наблюдаются фазы, предположительно других волн, отраженных от более глубоких горизонтов. Они прослеживаются нерегулярно и не имеют характерной устойчивой записи.

После выделения опорной волны на сейсмограммах строилось поле времен $t(x, l)$. Анализ полей времен показал, что линии $l = \text{const}$ практически параллельны, $\Delta t'$ и τ_l соответствуют рассчитанным для данных условий значениям.

Последующий контроль корреляции осуществлялся путем определения невязок линий $l = \text{const}$, построенных по взаимно пересекающимся сейсмическим профилям. Максимальные невязки не превышали 10 мсек.

Окончательный контроль корреляции сводился к анализу карт изохрон и структурных схем, построенных по опорному отражающему горизонту. Соответствие углов наклона границы, горизонтальных размеров и амплитуд локальных структур геологическим признакам для данного района свидетельствовало о достоверности корреляции.

Оценка точности корреляции в методике точечных зондирований была проведена на четырех площадях (Куйбышевской, Константиновской, Медведевской и Черемшанской). Первые две площади расположены на юго-востоке Западно-Сибирской низменности, Медведевская и Черемшанская — в центральной ее части. На первой площади оценка осуществляется путем сопоставления результатов корреляции отраженных волн, полученных методикой точечных зондирований, с данными непрерывного профилирования. Пять непрерывных сейсмических профилей имели пятнадцать точек пересечения с профилями дискретных наблюдений. Результаты сопоставления показали, что при дискретной и при непрерывной корреляции была отождествлена одна и та же фаза отраженной волны.

На Черемшанской и Медведевской площадях точечные зондирования были составлены из сейсмограмм непрерывного профилирования, которое проводилось при длине сейсмической установки 1200—1500 м. С этой целью на каждой сейсмограмме копировались три сейсмические трассы на базах $l_1 = 0 \pm 25$ м и $l_2 = 100 \pm 25$ м, что соответствовало принятой схеме зондирований; расстояния между пунктами взрыва составляли 2,5—3 км.

Результаты сравнения: на Черемшанской площади до построения полей $t(x, l)$ и использования их для контроля корреляции из 176 точечных наблюдений в 14 (8%) случаях была допущена ошибка на фазу и в одной точке — на две фазы; на Медведевской структуре из 196 точечных наблюдений была допущена ошибка на фазу в трех точках (1,5%).

При построении полей времен $t(x, l)$ и учете их особенностей допущенные ошибки были полностью исключены, а сопоставление полей $t(x, l)$, построенных по данным точечных наблюдений и непрерывного профилирования, показало их полную идентичность.

Таким образом, проведенный контроль показывает, что точность дискретной корреляции достаточно высока, сопоставима с позиционной корреляцией при непрерывном профилировании, это обеспечивает выявление локальных структур при поисках их методом точечных зондирований отраженными волнами.

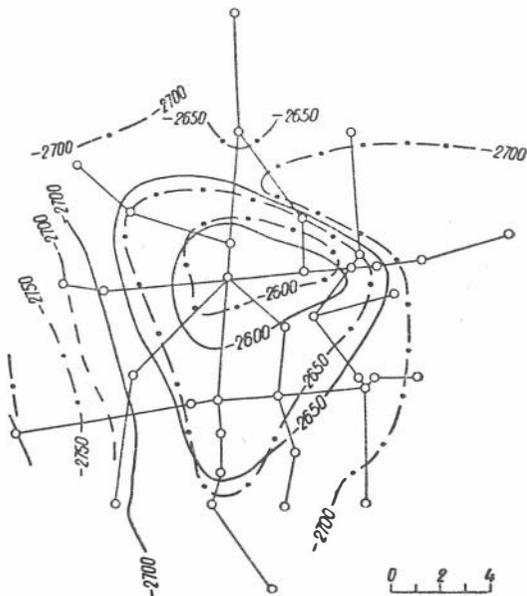


Рис. 4. Карта сопоставления результатов непрерывного профилирования МОВ с данными точечных зондирований отраженными волнами (Черемшанская площадь).

— — — изогипсы отражающего горизонта В (верхняя юра) по данным непрерывного профилирования, — — — изогипсы отражающего горизонта В по данным точечных зондирований.

На рис. 4 приведен пример сопоставления структурных построений, выполненных по данным точечных зондирований отраженными волнами и непрерывного профилирования на Черемшанской площади. Отмечается почти полное совпадение структурных планов.

Широкое опробование рассмотренных приемов дискретной корреляции показало, что они обеспечивают достаточно высокую точность отождествления отраженных волн при точечных зондированиях и тем самым обуславливают решение поисковых задач. В настоящее время эти приемы корреляции используются при решении поисковых задач методом точечных зондирований отраженными волнами в производственных условиях и результаты исследований подтверждаются непрерывным профилированием.

ЛИТЕРАТУРА

1. Геология и нефтегазоносность Западно-Сибирской низменности — новой нефтяной базы СССР. Под ред. Н. Н. Ростовцева и А. А. Трофимука. Новосибирск, изд. СО АН СССР, 1963.
 2. Кузнецов В. Л., Очеретина В. Б. О возможности применения точечных наблюдений отраженных волн для поисков структур третьего порядка. — Геология и геофизика, № 8, 1966.
 3. Кузнецов В. Л., Очеретина В. Б. Некоторые особенности записей отраженных волн в Западно-Сибирской низменности. — Геология и геофизика, № 8, 1968.
 4. Нестеров И. И. Локальные платформенные поднятия Западно-Сибирской низменности. — Геологическое строение и нефтегазоносность Западно-Сибирской низменности. Труды Зап.-Сиб. НИГНИ, вып. 1, 1965.
 5. Пузырев Н. Н. К теории интерпретации точечных сейсмических наблюдений. — Геология и геофизика, № 9, 1963.
 6. Пузырев Н. Н., Крылов С. В., Потапьев С. В. Точечные сейсмические зондирования. — В сб. «Методика сейсморазведки». М., «Наука», 1965.
 7. Тележенко А. И., Комаровская Н. В. Структурная карта Обь-Иртышского междуречья по опорному отражающему горизонту, приуроченному условно к подошве марьяновской свиты (верхняя юра). — Труды Зап.-Сиб. НИГНИ, вып. 1, 1965.
 8. Чичинин И. С. Аппаратура для региональных сейсмических исследований в труднодоступных районах. — Геофизическое приборостроение, № 19, 1964.
-

О некоторых приемах использования количественных оценок корреляции отраженных волн при методике дискретных наблюдений

Для поисков локальных структур в центральной и юго-восточной частях Западно-Сибирской низменности наряду с непрерывным профилированием МОВ начинают применяться точечные зондирования отраженными волнами [3]. В указанных районах опорные отражающие горизонты приурочены к низам мезокайнозойского чехла и к поверхности фундамента.

Этим границам соответствуют устойчивые отраженные волны с характерной формой записи и повышенными амплитудами колебаний, что позволяет проследивать их от зондирования к зондированию. Контроль корреляции осуществляется прежде всего по полям времен $t(x, l)$, которые обладают определенными свойствами, обусловленными геологическим строением данного района (плавность изменения вертикального и горизонтального градиентов на больших площадях, невозможность пересечения линий $l = \text{const}$ и т. д.) [3, 7, 8, 10]. Однако в случаях сложной волновой картины отождествление одной и той же фазы волны, а иногда и выбор волны бывают затруднительными и неоднозначными. Поэтому возникла необходимость введения количественных оценок достоверности дискретной корреляции. Корреляция волн (фаз) осуществляется по ряду признаков с использованием количественных характеристик этих признаков (вероятностных гистограмм), построенных по достаточно большому числу данных предыдущих исследований в рассматриваемом районе или в районах с близкими сейсмогеологическими условиями. На выбор признаков накладывается общее требование — признаки должны быть достаточно информативными и объективными, а их количество — оптимальным.

Известно несколько схем определения количественных оценок. Рассмотрим кратко три схемы, которые нами использовались.

Первая схема предложена в работе [4] и заключается в следующем. Каждый признак характеризуется вероятностной кривой (гистограммой), построенной по достаточно большому числу данных.

Для совместного использования признаков гистограммы строятся единообразно с длиной разряда, равной определенной доле стандартного отклонения σ каждого данного распределения. Затем с учетом весовых коэффициентов* гистограммы нормируются таким образом, чтобы сумма максималь-

* Об определении весовых коэффициентов будет сказано ниже, при рассмотрении частной задачи.

ных вероятностей* равнялась единице. Достоверность корреляции по совокупности признаков определяется по формуле

$$P = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \gamma_i P_i,$$

где P_i — вероятность определения волны (фазы) по i -му признаку,
 γ_i — весовой коэффициент i -го признака,
 P — «суммарная вероятность».

«Суммарные вероятности» определяются для нескольких конкурирующих волн (фаз) на сейсмограмме, и «верной» считается та, у которой вероятность наибольшая.

Вторая схема предложена Ю. А. Ворониным [2]. Распознавание объекта основывается на «сходстве» между исследуемым и тем объектом, который взят в качестве «голотипа» («голотип» — типичный представитель класса). Весь процесс делится на два этапа. 1-й этап — определение «голотипа» по достаточному числу данных, заложенных в обучение, о которых заранее известно, что они принадлежат данному классу. 2-й этап — установление принадлежности исследуемых объектов к классу.

Все объекты характеризуются некоторыми признаками. Для признаков устанавливается диапазон изменения, разбиваемый на m интервалов, обозначенных порядковыми номерами. Каждый объект (a, b, \dots) , заложенный в обучение, получает номер j_a^α по признаку (α, β, \dots) . Затем все объекты сравниваются между собой, для чего вводится коэффициент сходства

$$\mu_\alpha(a, b) = 1 - \frac{|j_a^\alpha - j_b^\alpha|}{m(\alpha) - 1}. \quad (1)$$

Коэффициент сходства по совокупности признаков определяется формулой

$$\mu(a, b) = \frac{1}{k} \sum_{\alpha=1}^k \gamma_\alpha \mu_\alpha(a, b). \quad (2)$$

В формулах (1), (2):

$m(\alpha)$ — число интервалов признака α ;

j_a^α — порядковый номер интервала по признаку α , в который попадает объект a ;

k — число признаков;

γ_α — весовой коэффициент признака;

$\mu_\alpha(a, b)$ — коэффициент сходства объектов a и b по признаку α ;

$\mu(a, b)$ — коэффициент сходства по совокупности признаков.

Для каждого объекта находятся средний $\mu(\bar{a})$, минимальный $\mu^+(a)$ и максимальный $\mu^{++}(a)$ коэффициенты сходства. Каждому объекту приписывается коэффициент типичности, рассчитываемый по формуле

$$\eta(a) = \frac{\bar{\mu}(a)}{\mu^{++}(a) - \mu^+(a)}.$$

За «голотип» принимается такой объект s , который имеет наибольший коэффициент типичности, т. е. «в среднем и равномерно» наиболее похож на все остальные объекты.

* Вероятность здесь имеет смысл частоты. В дальнейшем будем пользоваться термином «вероятность».

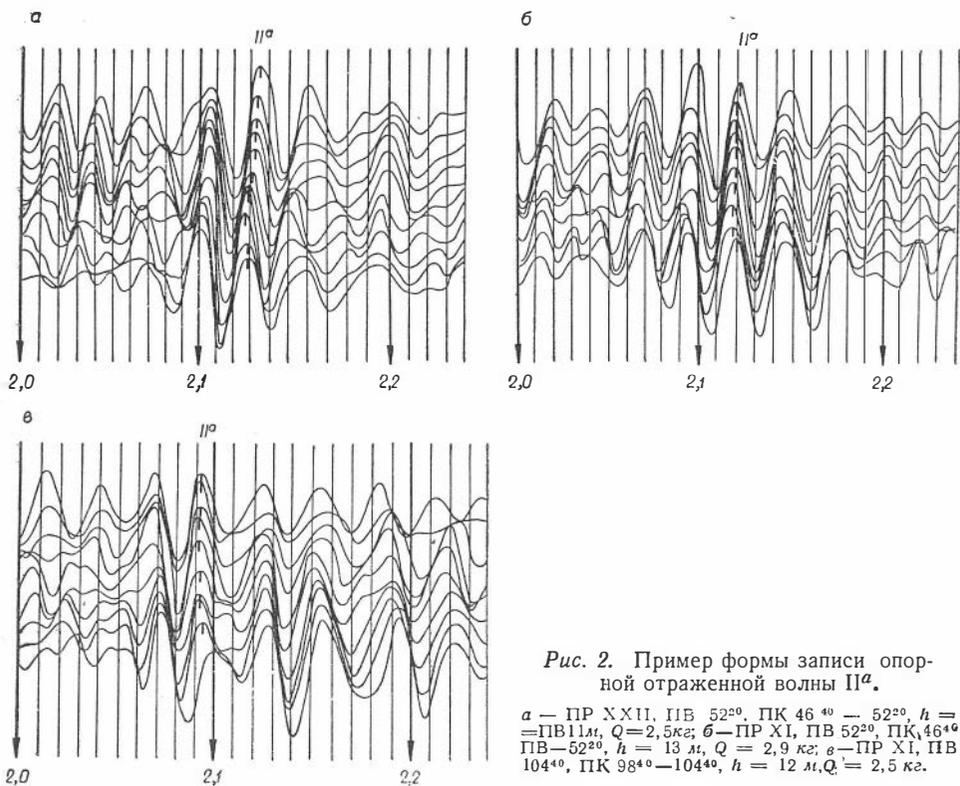


Рис. 2. Пример формы записи опорной отраженной волны Π^a .

a — ПР XXI, ПВ 52° , ПК $46^{40} - 52^\circ$, $h = 13$ м, $Q = 2,5$ кс; *б* — ПР XI, ПВ 52° , ПК $46^{40} - 52^\circ$, $h = 13$ м, $Q = 2,9$ кс; *в* — ПР XI, ПВ 104^{40} , ПК $98^{40} - 104^{40}$, $h = 12$ м, $Q = 2,5$ кс.

По материалам непрерывного профилирования были составлены маршруты зондирования с базами, равными 0 и 580 м, и с расстояниями между пунктами взрыва 580 м. Корреляция фазы осуществлялась при помощи признаков. Волновые признаки изучались по данным непрерывного профилирования с учетом параметров указанной выше системы дискретных наблюдений.

Для характеристики коррелируемой фазы выбраны следующие признаки:

- а) времена прихода данной фазы волны у пункта взрыва t_0 и на расстоянии 580 м от пункта взрыва — t_{580} ;
- б) отношение времен прихода фазы на соседних зондированиях

$$t_0^{i+1}/t_0^i \text{ и } t_{580}^{i+1}/t_{580}^i;$$

- в) разность времен прихода $\Delta t = t_{580}^i - t_0^i$ (для одного зондирования) или $\Delta t' = t_{580}^i - t_0^{i+1}$ (для двух соседних зондирований);

- г) амплитуды коррелируемых фаз у пункта взрыва и на расстоянии 580 м, отнесенные к полусумме амплитуд соседних фаз, — a_0 и a_{580} ;

- д) отношение a_0^{i+1}/a_0^i и a_{580}^{i+1}/a_{580}^i ;

- е) отношение a_{580}^i/a_0^i .

Группы признаков а) и г) характеризуют волну на каждой отдельной сейсмограмме. Остальные признаки учитывают характер изменения параметров волны вдоль профиля и с изменением баз зондирования. Все признаки представлены в виде гистограмм, построенных единообразно, с длиной разряда, равной половине стандартного отклонения $\sigma/2$, где

$$\sigma = \sqrt{\frac{(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}, \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i,$$

x_i — значение признака в простом статистическом ряду;

\bar{x} — математическое ожидание признака;

n — количество значений в ряду [1, 9].

Примеры гистограмм показаны на рис 3.

Статистические веса признаков определялись следующим образом. По каждому признаку для коррелируемой и конкурирующей фаз с гистограммы снималось соответствующее значение вероятности. При этом у конкурирующих фаз в некоторых случаях вероятности могут оказаться большими. Весовой коэффициент γ определялся как отношение числа коррелируемых фаз с максимальными вероятностями к общему числу фаз.

Характеристики указанных признаков приведены в табл. 1.

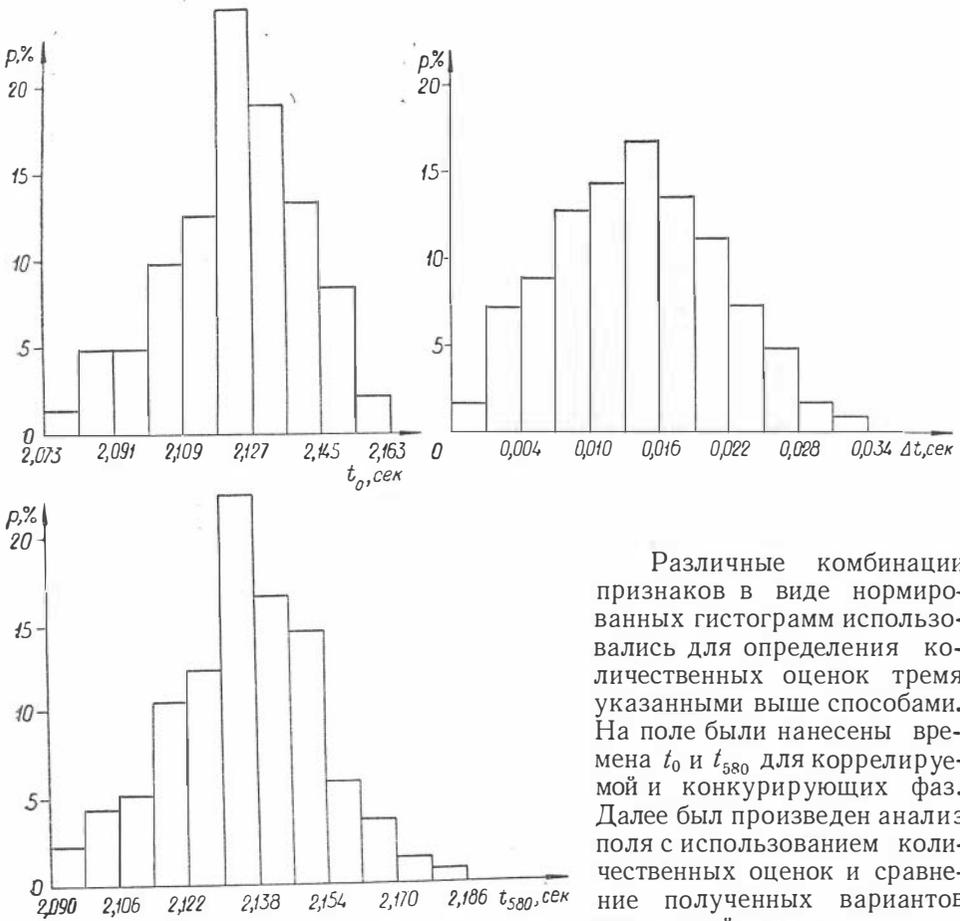


Рис. 3. Гистограммы признаков t_0 , t_{580} и Δt .

Различные комбинации признаков в виде нормированных гистограмм использовались для определения количественных оценок тремя указанными выше способами. На поле были нанесены времена t_0 и t_{580} для коррелируемой и конкурирующих фаз. Далее был произведен анализ поля с использованием количественных оценок и сравнение полученных вариантов дискретной корреляции с данными непрерывной корреляции. Количественные оценки

вычислялись при различных комбинациях признаков и по разным схемам оценок. Анализ был проведен с целью определения оптимального количества совместно используемых признаков и наиболее эффективной схемы оценок. Выбор оптимального количества информативных признаков производился путем последовательного уменьшения количества признаков при различных способах их группировки с учетом статистических весов γ (см. табл. 1).

Различные комбинации признаков сведены в табл. 2, где для удобства

Признак	n	\bar{x}	σ	ρ max, %	γ
t_0	143	2,123	0,018	24,4	0,67
a_0	127	1,16	0,30	20,4	0,53
t_{580}	138	2,137	0,016	22,4	0,69
a_{580}	130	1,15	0,32	22,3	0,55
t_0^{i+1}/t_0^i	137	0,998	0,012	35,0	0,64
a_0^{i+1}/a_0^i	111	1,04	0,36	25,2	0,42
t_{580}^{i+1}/t_{580}^i	127	0,999	0,012	34,6	0,66
a_{580}^{i+1}/a_{580}^i	117	1,05	0,40	26,5	0,35
a_{580}^i/a_0^i	122	1,04	0,38	30,4	0,43
Δt	126	0,014	0,006	16,7	0,98

они обозначены буквами А, Б и т. д. На поле времен количественная оценка приписывалась некоторой совокупности наблюдений, которую назовем ячейкой. Здесь также было опробовано несколько вариантов. Приведем три из них (рис. 4).

Я ч е й к а т и п а 1 представляет собой четыре соседних зондирования с двумя источниками (см. рис. 4, а). Оценка, относимая к такой ячейке, помимо свойств волны на каждом отдельном зондировании, учитывает изменение поля $t(x, l)$ и динамических характеристик по профилю. Комбинации признаков могут быть самые разнообразные (см. табл. 2).

Я ч е й к а т и п а 2 состоит из двух соседних зондирований с общим пунктом взрыва (рис. 4, б). В этом случае могут использоваться комбинации признаков Д, Е (см. табл. 2).

Я ч е й к а т и п а 3 показана на рис. 4, в. Вместо признака Δt здесь используется признак $\Delta t' = t_{580}^i - t_0^{i+1}$.

На рис. 5 отмечены ячейки разных типов для рассматриваемого примера. Для каждой ячейки наряду с вариантом, совпадающим с непрерывной корреляцией, оценивались варианты с заведомыми ошибками (переход на конкурирующую фазу). Для ячейки типа 1 число таких вариантов может быть большим (7 и более), в то время как для ячеек типа 2 и 3 оно сокращается до трех.

Из нескольких оценок, относящихся к ячейке, выбиралась максимальная и соответствующий ей вариант корреляции использовался для проведения линий $l = \text{const}$. Корреляция считалась правильной, если построенное таким образом поле $t(x, l)$ совпадало с полем, построенным по данным непрерывной корреляции. В противном случае корреляция считалась ошибочной.

Рассмотрим особенности ошибок и возможности их исключения.

В случае использования ячеек типа 1 каждая точка наблюдения оценивается дважды, так как принадлежит одновременно двум соседним ячейкам. Может получиться так, что максимальные оценки для одной ячейки дают вариант I, а для другой вариант II в одной и той же точке (см. рис. 6, а), что приводит к разрыву линии $l = \text{const}$. Из теории точечных зондирований [7, 8]

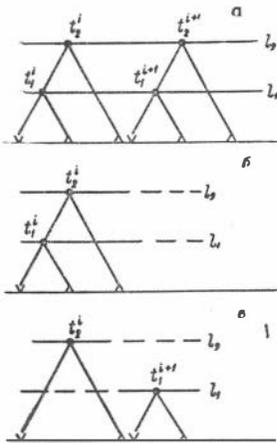


Рис. 4. Примеры ячеек.
а—тип 1, б — тип 2, в—тип 3.

Таблица 2

Про- филь	Тип ячейки	Группы приз- наков	Признаки										Схемы								
			t_0	t_{580}	$\frac{t^{i+1}}{t_0^i}$	$\frac{t^{i+1}}{t_{580}^i}$	$\Delta t, \Delta t'$	a_0	a_{580}	$\frac{a^{i+1}}{a_0^i}$	$\frac{a^{i+1}}{a_{580}^i}$	$\frac{a^i}{a_0^i}$	III			III			III		
													кол-во ошибок			кол-во ошибок			кол-во ошибок		
													до ис- прав.	после исправ.		до ис- прав.	после исправ.		до ис- прав.	после исправ.	
кол-во	%	кол-во	%	кол-во	%																
XI	1	А	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+							6	2	2,8
		Б	-	-	+	+	+	-	-	+	+	+	6	2	2,8	10	3	4,3	8	3	4,3
		В	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	11	3	4,3	9	5	7,2	7	4	5,5
		Г	-	-	+	+	+	-	-	-	-	-	9	2	2,8	9	5	7,2	7	4	5,5
	2	Д	+	+	-	-	+	+	+	-	-	-	5	4	5,5						
		Е*	+	+	-	-	+	-	-	-	-	-	7	3	4,3	5	3	4,3	5	4	5,5
3	Ж*	+	+	-	-	+	-	-	-	-	-	5	3	4,3				1	0	0	
XIII	2	Е	+	+	-	-	+	-	-	-	-	1	1	3,8				1	0	0	
	3	Ж	+	+	-	-	+	-	-	-	-	3	2	8,3				2	1	4,3	
XV	2	Е	+	+	-	-	+	-	-	-	-	2	2	4,7				2	2	4,7	
	3	Ж	+	+	-	-	+	-	-	-	-	2	0	0				1	0	0	

* Для группы Е признак $\Delta t = \frac{t^i}{t_{580}^i} - \frac{t^i}{t_0^i}$, для группы Ж признак $\Delta t = \Delta t' = \frac{t^i}{t_{580}^i} - \frac{t^i}{t_0^i}$.

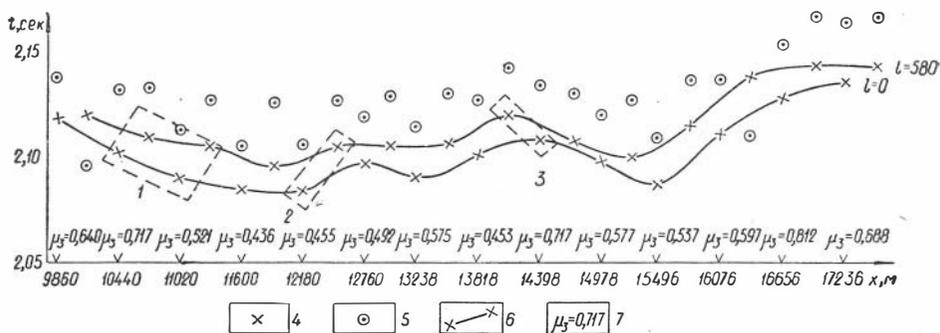


Рис. 5. Пример поля времен $t(x, l)$ с совпадением результатов дискретной и непрерывной корреляции (профиль XI).

1 — ячейка типа 1; 2 — ячейка типа 2; 3 — ячейка типа 3; 4 — время прихода коррелируемой фазы; 5 — время прихода конкурирующей фазы; 6 — линии $l = \text{const}$; 7 — оценка для ячеек типа 3 с группой признаков Ж по схеме оценок III.

известно, что поле времен должно быть непрерывным (при непрерывности отражающей границы и малых ее кривизнах), с плавным изменением вертикального градиента поля вдоль профиля. Следовательно, такие ошибки легко обнаружить. Для исправления ошибки соседние ячейки по обе стороны от разрыва рассматриваются совместно. Вычисляется величина полусуммы оценок по соседним ячейкам. Принимается тот вариант корреляции (I или II на рис. 6, а), которому соответствует большая полусумма. Таким образом, разрыв поля будет исключен. Ошибки, связанные с разрывом поля, назовем ошибками первого рода. Возможны случаи, когда поле остается непрерывным, но линия $l = \text{const}$ переходит на конкурирующую фазу (рис. 6, в). Такие ошибки (отнесем их к ошибкам второго рода) обнаружить трудно.

При использовании ячеек типа 2 и 3 появляются ошибки только второго рода. Чтобы их выявить, в осложненных участках следует применить оба этих типа ячеек совместно. Тогда каждая точка получает две оценки, что может привести к разрыву линии $l = \text{const}$ (рис. 6, б). Для исключения разрыва строится обобщенная ячейка так, чтобы точка разрыва входила в обе ячейки. Общая оценка вычисляется аналогично случаю, рассмотренному выше.

Во всех случаях после того, как разрыв исключен, поле времен может либо совпасть с полем, построенным по данным непрерывной корреляции (тогда ошибки считаются исправленными), либо не совпасть (ошибки первого рода переходят в ошибки второго рода).

В табл. 2 для каждого варианта поля $t(x, l)$ приведены сведения о количестве ошибок до и после исправления для разного числа признаков и различных схем оценок. Большинство ошибок первого рода исправилось. Остались ошибки только второго рода. На всех рассмотренных полях $t(x, l)$ они приходится на одни и те же участки со сложной сейсмической записью, связанной с геологическими особенностями (крутые склоны структуры).

Как видно из табл. 2, при различных комбинациях признаков (А, Б,, Ж) для разных ячеек все схемы оценок имеют примерно одинаковое число ошибок. Если рассматривать данные по каждой схеме оценок, то на основании только количества ошибок также трудно выбрать лучшую группу признаков и тип ячейки.

Некоторое, но не безусловное, предпочтение можно отдать схеме III с ячейкой третьего типа и группой признаков Ж. Для такой комбинации

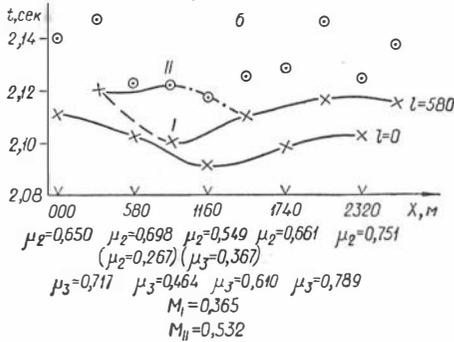
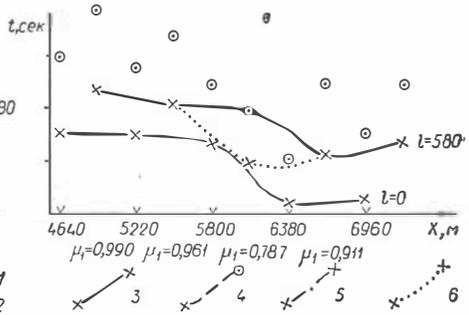
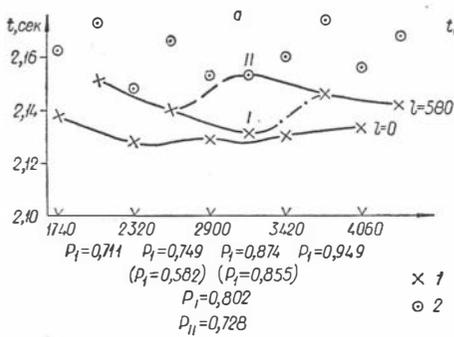


Рис. 6. Участки полей времен $t(x, l)$ с ошибочными вариантами корреляции.

а — PR XI, ячейка типа I, группа признаков Г, схема I; б — PR XV, ячейка типа 2 и 3, группы признаков Е и Ж, схема III; а — PR XI, ячейка типа I, группа признаков Г, схема III. I — время прихода коррелируемой фазы, 2 — время прихода конкурирующей фазы, 3 — линия $l = \text{const}$, соответствующая максимальным оценкам, 4 — предполагаемое положение линии $l = \text{const}$ 5 — положение линии $l = \text{const}$ после исправления ошибок, 6 — положение линии $l = \text{const}$ по данным непрерывной корреляции. P_1, μ_1 — максимальные оценки для ячейки типа I; P_2, μ_2 — то же, для ячейки типа 2; P_3, μ_3 — то же, для ячейки типа 3; (P_1) (M_1) — то же, для спорного варианта; $P_1 M_1$ — полусумма оценок двух соседних ячеек для варианта корреляции I; P_{II}, M_{II} — то же, для варианта корреляции II.

получено полное совпадение с результатами непрерывной корреляции на XI и XV профилях и лишь одна ошибка на профиле XIII.

Поскольку опробованные схемы, ячейки и сочетания признаков мало различаются по полученным результатам, при выборе их следует главным образом учитывать простоту и удобство использования.

Схемы оценок I и III менее трудоемки, так как не требуют затрат на вычисление «голотипа», как схема II. Схема III имеет некоторое преимущество в смысле корректности перед схемой I, в которой мы пользуемся такими строгими понятиями, как вероятность, нередко при недостаточных выборках. Заметно облегчает счет выбор максимально простых ячеек типа 2 и 3, а также меньшего числа признаков.

Учитывая сказанное, для решения задач корреляции подобного типа можно рекомендовать схему оценок III с комбинацией признаков Ж. Проведенные исследования указывают на возможность использования простых и эффективных приемов дискретной корреляции одноименной фазы опорной отраженной волны с использованием количественных оценок.

ЛИТЕРАТУРА

1. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. Физматгиз, 1962.
2. Воронин Ю. А., Каратаев Г. И. Об одном возможном способе определения голотипа и его использовании для решения задач диагноза (распознавания). — Геология и геофизика, № 4, 1967.
3. Кузнецов В. Л., Очеретина В. Б. О возможности применения точечных наблюдений отраженных волн для поисков структур третьего порядка. — Геология и геофизика, № 8, 1966.

4. Крылов С. В., Янушевич Т. А. Дискретная корреляция волн при региональных сейсмических исследованиях глубинного строения земной коры. — Сб. «Глубинные сейсмические зондирования в Западной Сибири» (в печати).
5. Лурье А. Г. Количественная оценка достоверности дискретной корреляции. — Геология и геофизика, № 5, 1967.
6. Пузырев Н. Н. Интерпретация данных сейсморазведки методом отраженных волн. Гостоптехиздат, 1959.
7. Пузырев Н. Н. К теории интерпретации точечных сейсмических наблюдений. — Геология и геофизика, № 9, 1963.
8. Пузырев Н. Н., Крылов С. В., Потапов С. В. Точечные сейсмические зондирования. — Сб. «Методика сейсморазведки». «Наука», 1965.
9. Шапов И. П. Применение математической статистики в геологии. М., «Недра», 1965.
10. Златопольская А. В. Сравнение результатов дискретной и непрерывной корреляции отраженных волн. — Сб. «Методы разведочной и промысловой геофизики при изучении Западно-Сибирской низменности». Л., 1966.



Опыт дискретной корреляции отражений в условиях Московской синеклизы

В последние годы значительно возрос интерес к нефтегазоперспективности центральных районов Русской платформы. Особенное внимание привлекает к себе огромная структура первого порядка — Московская синеклиза, заполненная отложениями протерозоя, палеозоя и мезозоя, достигающими мощности до 4 км и более.

До середины шестидесятых годов геолого-геофизические работы здесь носили в основном региональный характер, и к настоящему времени в пределах Московской синеклизы лишь единичные структуры подготовлены к глубокому поисковому бурению по горизонтам перми, карбона и, частично, девона. Необходимость заставляет искать более эффективные способы обнаружения структур методом отраженных волн, в частности применять линейные сейсмозондирования МОВ с использованием способов дискретной корреляции отражений.

Термин «дискретная корреляция» [3] в отличие от транспозиционной фазовой корреляции, применяемой при непрерывных системах наблюдений, на наш взгляд, не вполне удачен и может сыграть положительную роль лишь на первой стадии изучения всех признаков корреляции. Уже теперь становится очевидным, что при непрерывных системах наблюдений нельзя ограничиваться только признаками фаз, амплитуд, периодов и взаимных точек, а следует сочетать их с признаками, используемыми при дискретной корреляции. Поэтому в дальнейшем специфические признаки дискретной корреляции будут включены в перечень признаков корреляции в широком смысле этого понятия. В зависимости от применяемых систем наблюдений из общих признаков корреляции будут выбраны те, которые можно в данном случае использовать. В случае объединения всех признаков корреляции в единую систему понятие «комплексирование» или «сочетание» заменится рациональным выбором ряда признаков.

В дальнейшем под термином «дискретная корреляция» мы понимаем те способы и признаки корреляции, которые могут быть использованы для опознания отражений при дискретных системах наблюдений.

С целью проверки эффективности методики линейных сейсмозондирований в 1967 г. Костромской геофизической экспедицией треста «Геофизнефтеуглеразведка» силами двух сейсмопартий были проведены опытные, а затем в широком объеме производственные работы МОВ*.

* Кроме авторов статьи, в работах принимали активное участие инженеры-геофизики Е. А. Копилевич, В. И. Николаев, Ю. М. Кириллов, Н. И. Кирьянова, Э. Н. Акмулов, Г. Д. Акмулова.

В основу методики была положена дискретная корреляция отражений способом «отпечатка пальцев» [2], суть которой состоит в прямом сопоставлении записи группы отражений на ряде трасс, близких к пунктам взрыва, в ограниченном интервале времени. При достаточно близких расстояниях между наблюдениями и при пологих формах залегания отражающих горизонтов удается визуально зафиксировать такое относительное положение двух сопоставляемых сейсмограмм, когда все волновые динамические и кинематические признаки соответствующей группы отражений совпадают наилучшим образом. При увязке сейсмограмм в пределах линейного зондирования широко используется способ срединных точек, предложенный в [1] и развитый в последующем изложении.

Район работ

Территория работ расположена в пределах южного борта Московской синеклизы и входит в Костромскую и Ивановскую области (рис. 1). Глубина залегания кристаллического фундамента, по данным бурения, КМПВ и гравимагниторазведки, составляет 3 км на севере, уменьшаясь до 2,6 км на юге. В сейсмогеологическом отношении осадочная толща подразделяется на три комплекса:

1) верхний терригенный комплекс (триас — татарский ярус верхней перми), $V_{пл} = 2020$ м/сек, мощность 350 м;

2) карбонатный комплекс (казанский ярус — подошва фаменского яруса нижнего девона), $V_{пл} = 5200$ м/сек, мощностью 900 м;

3) нижний терригенный комплекс (от кровли франского яруса верхнего девона до фундамента), $V_{пл} = 3600$ м/сек, мощность 1500 м.

Мощность ЗМС в северо-восточной части площади достигает 40 м, а в остальных ее частях не превышает 5—7 м. В целом сейсмогеологические условия района, особенно его центральной и южной частей, благоприятны для работ МОВ.

В предыдущие годы работы производились севернее данной территории, с использованием методики непрерывного профилирования, типичной для разных районов Русской платформы. Методика эта рассчитана на одновременное прослеживание отражений от первой жесткой границы (в данном районе кровля карбонатных отложений казанского яруса) и более глубоких горизонтов. Опорными отражающими горизонтами являлись горизонты перми и карбона. Горизонты девона обычно прослеживались на сравнительно небольшом протяжении.

Описание эксперимента

В целях выяснения возможностей применения линейных сейсмозондирований (СЗ) для поисков структур в пределах Московской синеклизы при камеральной обработке были подвергнуты лабораторному анализу полевые материалы, полученные по методике непрерывного профилирования в 1966 г. с использованием сейсмостанции с магнитной записью СС-24-61М на Судиславской площади.

Корреляция волн производилась по способу «отпечатка пальцев» [2] сначала по непрерывному профилю, затем через «разрывы» от 1,3 до 10 км. Этим способом была проведена корреляция на профилях протяженностью около 200 км.

Проведенный эксперимент показал, что отражения до времени 0,7 сек (включая отражения от фаменского яруса верхнего девона) уверенно опоз-

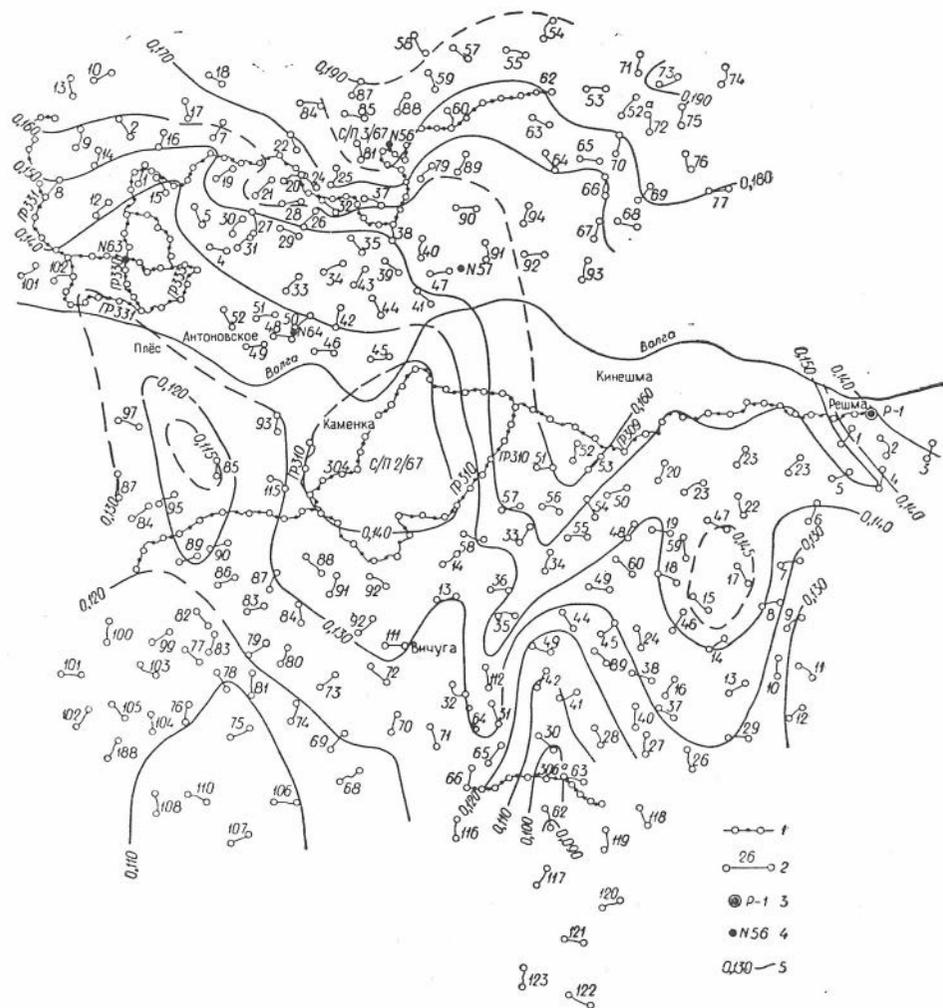


Рис. 1. Схема наблюдений и карта изохрон по отражающему горизонту, соответствующему кровле отложений казанского яруса (P_2).

1 — сейсмические профили МОВ непрерывного профилирования; 2 — линейные сейсмозондирования в номер зондирования, 3 — глубокие опорные скважины, 4 — параметрические скважины, 5 — изохроны по отражающему горизонту P_2 kz.

наются через «разрывы» до 3—5 км, а в некоторых случаях и более. Кроме того, при рассмотрении материала на отдельных участках была восстановлена «потеря» непрерывной корреляции от горизонтов карбона и девона, что невозможно было осуществить при обычной методике корреляции.

После этого в опытный порядок было отработано 23 линейных СЗ длиной 1,65 пог. км каждое, через 3,3 км, произведена корреляция отражений на каждом СЗ и увязка отражений от СЗ к СЗ указанным способом.

Затем было отработано 21 сейсмозондирование, которые заполняли промежутки между первоначально выполненными СЗ, и произведена корреляция отражений по непрерывным профилям, образующим замкнутые полигоны (см. рис. 1).

В пределах отдельных сейсмозондирований и от зондирования к зондированию непрерывно прослежены отраженные волны на времени регистра-

ции 0,26—0,28, 0,32—0,36, 0,4—0,46 и 0,58—0,62 сек. На времени, большем 0,62 сек (0,8—1,4 сек), на отдельных СЗ, и даже от СЗ к СЗ, прослеживаются отражения, которые по всему полигону не коррелируются. Такой же результат был получен при прослеживании отражений по непрерывным профилям.

При корреляции отражений, зарегистрированных на времени 0,26—0,62 сек, по замкнутым полигонам, составленным первоначально из СЗ, затем соединенным в непрерывные профили, расхождений не наблюдалось.

После этого было принято решение о проведении производственных работ по методике линейных СЗ.

Производственные работы носили рекогносцировочно-поисковый характер и имели целью поиски структурных осложнений по горизонтам перми, карбона и девона. Использовались сейсмостанции СС-24-61М по следующей методике. Один пункт взрыва, длина расстановки 660 м, величина взрывного интервала 330 м, расстояние между центрами групп сейсмоприемников 30 м, группирование — 7 сейсмоприемников на базе 18 м, глубина погружения заряда 10—15 м, реже 25—40 м, величина заряда 5—7,5 кг, скорость записи 6 сек за один оборот, смеситель $5 \times 100\%$ с задержкой 0,5—0,6 сек. В целях получения материала хорошего качества СЗ располагались по возможности на пониженных участках и в местах со спокойным рельефом местности на расстоянии 3—7 км друг от друга.

Для определения сейсмогеологической характеристики верхней части разреза и выбора оптимальных глубин взрыва на каждом СЗ проводилось 2 сейсмоторпедирования взрывных скважин, которые располагались на характерных точках рельефа местности. Одновременно на 10—15 каналах велась регистрация отраженных волн на поверхностной установке, что позволило более обоснованно выбирать оптимальные глубины взрыва.

Первичный сейсмический материал характеризуется в основном хорошим качеством. На сейсмограммах прослеживаются отраженные волны в интервале времени 0,18—1,2 сек на юге и 0,4—1,4 сек на севере площади. Наиболее выразительная по форме записи интенсивная группа отраженных волн регистрируется на временах 0,2—0,7 сек. Эти волны (t_1, t_2, t_3, t_4) уверенно отождествляются от зонда к зонду. Группа волн t_1, t_2, t_3 соответствует отражающим горизонтам в пермских отложениях. Волна t_4 условно привязана к отражающему горизонту в каменноугольных отложениях. Волны t_5 и t_6 приурочены к отражающим горизонтам $D_3 \text{ fm} - D_3 \text{ fr}$. По всей исследованной площади, но с разрывами прослеживается волна t_7 , которую, по-видимому, следует условно отождествлять с отражающей границей в кембрийских отложениях.

Для проверки результатов дискретной корреляции было отработано два широтных непрерывных профиля, проходящих через линейные СЗ (см. рис. 1). Результаты корреляции по линейным СЗ и непрерывным профилям полностью совпали.

Сочетание приемов позиционной, транспозиционной и дискретной корреляции при увязке отражений в пределах одного линейного зондирования*

В работе [3] был предложен способ увязки отражений в общей точке наблюдений для встречных годографов по величинам нормалей к плоской границе.

Предложенный в работе [1] «способ срединных точек» для построения сейсмических разрезов содержит очень важный кинематический признак

* Данный раздел составлен О. К. Глотовым.

корреляции и является более простым вариантом способа увязки отражений, изложенного в [4].

Известно, что при горизонтальнослоистой среде и расположении пунктов взрывов на одном уровне встречные годографы волн, отраженных от одной и той же границы, пересекутся в середине взрывного интервала. В случае наклона отражающей границы разность значений времени встречных годографов в срединной точке

$$\Delta t_c \cong \frac{l}{\bar{V}} \sin \varphi, \quad (1)$$

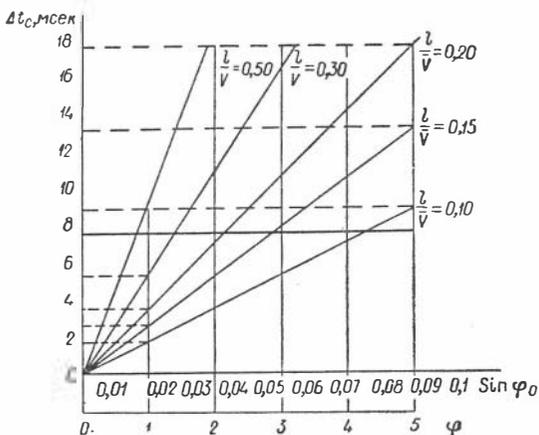


Рис. 2. График зависимости

$$\Delta t_c = f \left[\frac{l}{\bar{V}}; \sin \varphi \right].$$

где l — взрывной интервал, \bar{V} — средняя скорость и φ — угол наклона.

Если Δt_c по модулю не превышает $3/4$ полупериода волны (что для среднечастотной фильтрации составляет $\approx 0,0075$ сек), то увязка фаз отражений осуществляется однозначно. Отсюда, используя формулу (1), получим условие для предельного значения угла φ . В частности, при $\bar{V} = 2000$ м/сек и $l = 200$ м предельное значение φ будет $4^\circ 20'$; при $l = 600$ м $\varphi \leq 1^\circ 25'$ и т. д. И наоборот, если известен порядок углов наклона в изучаемом районе, то, используя формулу (1), можно оценить (при заданных \bar{V} и l) применимость для целей корреляции способа срединных точек. Для удобства такой оценки составлен график $\Delta t_c = f \left[\frac{l}{\bar{V}}; \sin \varphi \right]$ (рис. 2).

Таким образом, при определенных поверхностных и глубинных сейсмогеологических условиях, помимо широкоизвестного приема корреляции по значениям времен отражений во взаимных точках (транспозиционная корреляция), можно воспользоваться достаточно малыми значениями разности времен отражений в срединных точках взрывных интервалов. При этом достигаются следующие преимущества.

1. Одновременно используются признаки дискретной корреляции, заложенные в способе «отпечатка пальцев».

2. Сейсмический разрез, представленный в виде монтажа сейсмограмм, увязанных по способу срединных точек:

а) содержит большее количество увязанных отражений, чем соответствующий обычный разрез, полученный при корреляции по взаимным точкам, вследствие меньшей интерференции в области срединных точек, благодаря чему становится возможным проследить непрерывно отражения от мелких границ раздела, а также отражения, слабые по амплитуде, опираясь при этом на динамические и кинематические особенности записи данного и ближайших отражений, записанных на ограниченном интервале времени;

б) в два раза компактнее обычного и разреза, получаемого при обработке на ПСЗ-2М, поскольку в монтаже по способу срединных точек участвуют сейсмограммы, содержащие запись только половины всех каналов;

в) оси синфазности вследствие малой стрелы прогиба в большинстве случаев не требуют выпрямления на преобразователях. Действительно, оце-

ним величину стрелы прогиба годографов в срединной точке для горизонтальной отражающей границы:

$$t_c - t_0 = \frac{l}{V} \left[\sqrt{\frac{1}{4} + 4 \left(\frac{H}{l} \right)^2} - 2 \frac{H}{l} \right].$$

Из этой формулы следует, что при $0,1 \leq \frac{l}{V} \leq 0,2$ и $\frac{l}{H} \geq 2$ значения $t_c = t_0$ не превышают 6 м сек. При $\frac{H}{l} = 4$, например, $t_c - t_0$ для тех же пределов значений $\frac{l}{V}$ не превышают 3 мсек и т. д.

3. При монтаже сейсмограмм, составленных по способу срединных точек, легко осуществляется независимый контроль построений, выполненных способом t_0 .

Если принять во внимание, что при вводе кинематических поправок для ПСЗ-2М также не удается достигнуть выпрямления осей синфазности, соответствующих крутым углам наклона границ, то в ряде случаев отпадет необходимость преобразования сейсмических записей в разрез на машинах типа ПСЗ-2М. Высвободившиеся средства можно будет с большей эффективностью использовать для получения качественно новых результатов с помощью цифровых и аналоговых машин другого типа.

Допустим, что имеется серия последовательных сейсмограмм по профилю, записанных при центральной установке. Приведем все пункты взрыва к единому уровню и произведем корреляцию отражений по какому-либо горизонту способом срединных точек. Величины Δt_c , отсчитанные непосредственно по сейсмограммам, связаны с t_0 следующим образом:

$$2\Delta t_c \approx t''_0 - t'_0.$$

Погрешности, согласно [1], лежат в пределах точности графических построений.

Действительно, $\Delta h = \frac{\bar{V}}{2}(t''_0 - t'_0) \approx \bar{V} \Delta t_c$, где t'_0 ; t''_0 — значения t_0 соответственно в пунктах O_1 и O_2 . Допустим, что имеются две отражающие границы раздела. Δh_1 , Δh_2 — превышения 1-й и 2-й границ раздела относительно горизонтальной линии приведения между пунктами O_1 и O_2 . Превышения определяются по нормали к отражающей границе. V_1 ; V_2 — соответствующие значения средних скоростей, t'_{01} ; t'_{02} — значения t_0 для первой отражающей границы в пунктах взрыва O_1 и O_2 , t''_{01} ; t''_{02} — то же, для второй отражающей границы, Δt_{c1} ; Δt_{c2} — разность времен в срединных точках для 1-го и 2-го отражений. Можно записать:

$$\Delta h_1 = \frac{V_1}{2}(t''_{01} - t'_{01}) \approx \bar{V}_1 \Delta t_{c1},$$

$$\Delta h_2 = \frac{V_2}{2}(t''_{02} - t'_{02}) \approx \bar{V}_2 \Delta t_{c2}.$$

Вычитая из нижнего равенства верхнее и поделив обе части равенства соответственно на V_2 и V_1 , получим

$$\begin{aligned} & [(t''_{02} - t'_{01}) - (t'_{02} - t'_{01})] \approx 2(\Delta t_{c2} - \Delta t_{c1}) = \\ & = 2[(t''_{c2} - t'_{c1}) - (t'_{c2} - t'_{c1})] = 2(\delta t''_c - \delta t'_c); \end{aligned}$$

$$\Delta t''_{0(1-2)} - \Delta t'_{0(1-2)} \approx 2(\delta t''_c - \delta t'_c).$$

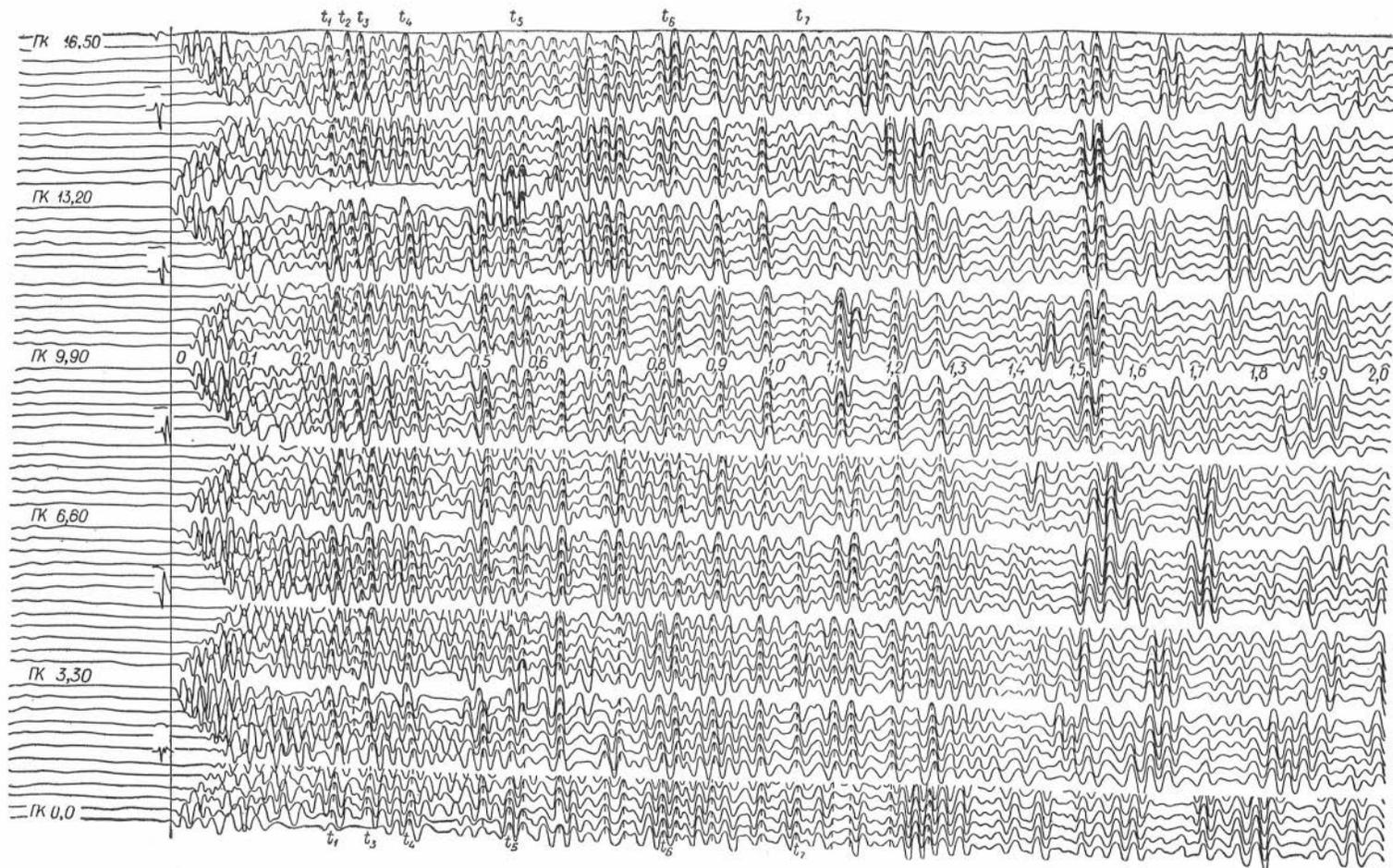


Рис. 3. Монтаж сейсмограмм по линейным СЗ в широтном направлении.

Таким образом, приращение значений разности времен двух отражений в срединных точках (δt_c) на данном взрывном интервале примерно в два раза меньше приращения соответствующих значений Δt_0 .

При непрерывных системах наблюдений способ срединных точек, сохраняя все основные достоинства способа «отпечатка пальцев», обладает по сравнению с последним важным преимуществом — почти в два раза большей устойчивостью, вытекающей из сформулированного выше кинематического критерия.

Все сказанное позволяет предложить следующую методику корреляции отражений при непрерывных системах наблюдений, достаточно малых значениях углов наклона границ раздела и отношений l/\bar{V} .

1. На каждой ленте отмечается марка времени (I), соответствующая моменту взрыва на дневной поверхности, и марка времени (II), отвечающая моменту взрыва на общей горизонтальной линии приведения.

2. Совместив всю последовательность лент по профилю по марке I, осуществляют на монтаже сейсмограмм обычную фазовую корреляцию с использованием взаимных точек и обозначают соответствующими индексами опорные отражения и номера их фаз. Такую индексацию следует проводить не только для крайних трасс записи, как обычно, но и для центральных трасс. После этой операции сейсмограммы демонтируются.

3. Каждая последующая сейсмограмма перегибается вдоль трассы, соответствующей срединной точке взрывного интервала, и накладывается на предыдущую так, чтобы срединные трассы совпали.

Ленты для соседних пунктов взрыва совмещаются по марке II. При этом контролируется и дополняется ранее проведенная фазовая корреляция.

Окончательный контроль корреляции осуществляется путем увязки отражений по замкнутым полигонам.

Пример корреляции отражений по способу срединных точек при непрерывном профилировании в пределах линейного зондирования приведен на рис. 3. Сейсмограммы смонтированы по способу срединных точек с совмещением марок времени, соответствующих моментам взрыва на горизонтальной линии приведения (абс. отметка +120 м). Приведенный пример подтверждает большие возможности корреляции по срединным точкам. На этом монтаже четко прослеживаются та же группа волн $t_1; t_2; t_3; t_4; t_5; t_6; t_7$ и ряд других волн от горизонтов карбона и девона.

Результаты

По результатам проведенных работ построены временные разрезы $t_0/2$ по всем линейным СЗ и непрерывным профилям от линии приведения +120 м и карты изохрон по опорным отражающим горизонтам.

В качестве примера приводится часть карты изохрон по отражающему горизонту P_2 kz (см. рис. 1). На карте выделяется ряд участков с приподнятым залеганием горизонта, представляющих интерес в отношении поисков и разведки. Использование в пределах каждого линейного СЗ полных систем географов позволяет определять эффективные скорости, что дает возможность более уверенно строить структурные карты.

Благодаря рекогносцировочно-площадным работам МОВ по методике линейных СЗ за один сезон силами двух партий исследована большая территория (4400 кв. км) и получены интересные геологические результаты. За один год выявлены перспективные участки, на которых возможны детальные сейсмические работы.

Применение линейных СЗ позволило примерно в два раза сократить денежные затраты на один квадратный километр площади исследования. В результате было сэкономлено 220 тыс. руб. за полевой сезон на одну двухотрядную партию.

Выводы

Проведенный впервые в условиях центральных районов Русской платформы в широких масштабах опыт дискретной корреляции отражений оказался весьма удачным.

Тщательной проверкой путем обработки отдельных контрольных непрерывных профилей МОВ доказана полная надежность дискретной корреляции способом «отпечатка пальцев» опорных отражений от одного зондирования к другому. Сочетание принципов дискретной и транспозиционной корреляции при непрерывном профилировании в пределах каждого линейного сейсмозондирования (способ срединных точек) позволило осуществить независимый контроль обычной фазовой корреляции и составить более полные временные разрезы.

Применение методики линейных сейсмозондирований МОВ дало значительный экономический эффект.

ЛИТЕРАТУРА

1. Г л о т о в О. К. Построение отражающих горизонтов способом срединных точек. — Прикладная геофизика, № 27, 1960.
 2. Г л о т о в О. К. К вопросу о корреляции отражений при дискретных системах наблюдений. Разведочная геофизика, № 17, 1966.
 3. Г у р е в и ч Б. Н., У м п е р о в и ч Н. В. Об упрощении систем наблюдений при исследовании методом отраженных волн в Западно-Сибирской низменности. — Сб. «Разведочная и промысловая геофизика», вып. 26, 1959.
 4. П у з ы р е в Н. Н., К р ы л о в С. В., П о т а п ь е в С. В. Точечные сейсмические зондирования. — Сб. «Методика сейсморазведки». Изд. СО АН СССР, 1965.
-

Использование многократно отраженных волн для корреляции опорных отражений при дискретных системах наблюдений

В работах [1, 2] показано, что на сейсмограммах, полученных в условиях типичного разреза Обь-Иртышского междуречья Западно-Сибирской низменности, присутствуют многочисленные и интенсивные многократные волны (в том числе частично-кратные). Часто число их во много раз больше числа однократно отраженных волн, что затрудняет корреляцию последних, особенно при дискретных наблюдениях. Поэтому при использовании дискретных систем наблюдений на первый взгляд многократные волны естественно рассматривать в качестве одной из основных помех при выделении и корреляции однократных отражений. Однако, как было замечено на большинстве площадей изучаемой территории [4], многократно отраженные волны создают особую своеобразную структуру сейсмограммы, которую оказывается возможным использовать для выделения и корреляции однократных отражений от жестких границ раздела.

Для изучаемого региона характерно наличие четырех опорных отражающих границ: 1 (подошва палеогена), А (низы покурской свиты), В (подошва марьянской свиты), Ф (поверхность фундамента). Установлено [4], что и в верхней части разреза, в отложениях палеогена и неогена, имеются жесткие отражающие границы, число которых варьирует от двух до четырех. На этих границах раздела возникают многочисленные кратные волны. В результате на сейсмограмме за каждой интенсивной однократной волной в течение некоторого времени следуют порожденные ею частично-кратные волны, образовавшиеся при дополнительных отражениях энергии от поверхности Земли (или подошвы ЗМС) и жестких границ раздела в верхней части разреза (рис. 1). Таким образом, образуется цуг колебаний, состоящий из одного однократного отражения и совокупности связанных с ним частично-кратных волн.

Каждый цуг колебаний можно рассматривать как результат сложения отдельных периодических компонент, каждая из которых соответствует определенному виду частично-кратных волн. Например, в случае цуга отражения Ф (рис. 2, в) одна из периодических компонент (рис. 2, а) образована волнами R_{Φ} , $R_{\Phi 01}$, $R_{\Phi 0101}$, $R_{\Phi 010101}$ и т. д. (рис. 1, а). Вступления этих волн при $x \ll h_1$ будут повторяться через интервал $T_1 = \frac{2h_1}{V_1}$. Для наглядности импульсы отражений R_{Φ} , $R_{\Phi 01}$, ... показаны на рис. 2 с одинаковой амплитудой, изменяется лишь знак вступления, так как $V_1 \rho_1 < V_2 \rho_2$.

Другая периодическая компонента (рис. 2, б) образована отражениями R_{Φ} , $R_{\Phi 02}$, $R_{\Phi 0202}$, ... (рис. 1, б) с соответствующим периодом повторения вступлений $T_2 = 2\left(\frac{h_1}{V_1} + \frac{h_2}{V_2}\right)$.

Некоторые периодические компоненты могут соответствовать частично-кратным волнам, образованным при участии нескольких границ в верхней части разреза, например периодическая компонента, образованная волнами R_{Φ} , $R_{\Phi 0201}$, $R_{02010201}$, ... (рис. 1, в). В этом случае вступления волн будут располагаться через интервал $T_3 = T_1 + T_2$. Возможны периодические компоненты, соответствующие частично-кратным волнам, отразившимся не только от поверхности Земли (или подошвы ЗМС), но и от внутренних границ раздела. Примером может служить периодическая компонента, соответст-

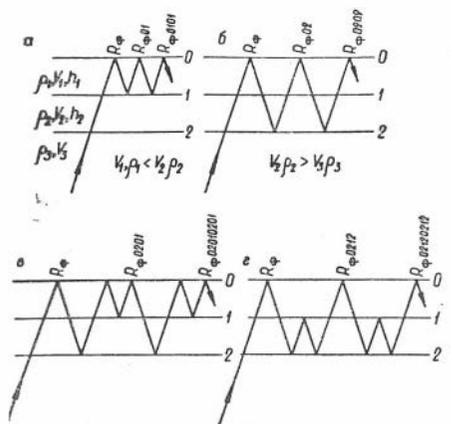


Рис. 1. Схема образования периодических компонент, из которых состоят повторяющиеся цуги отраженных волн на сейсмограммах.

0 — дневная поверхность, 1 и 2 — жесткие границы в верхней части разреза.

вующая отражениям R_{Φ} , $R_{\Phi 0212}$, $R_{\Phi 02120212}$, ... (рис. 1, г). Однако подобные отражения, как показано в работе [2], весьма слабы. Поэтому, несмотря на наличие двух-трех границ раздела в верхней части разреза и кинематически возможное большое число кратных волн [3, стр. 19], состав цуга определяется в основном сравнительно небольшим числом частично-кратных отражений, при образовании которых в качестве верхней отражающей границы выступает поверхность Земли (подошва ЗМС). В результате число периодических компонент в составе цуга невелико.

Иногда периодическую структуру цуга можно видеть визуально (когда число жестких границ в верхней части разреза мало — одна-две границы). Несколько таких примеров приведено в работе [4]. Но чаще число границ в верхней части разреза больше одной-двух, и для выделения периодических компонент в составе цуга надо применять специальные приемы выделения скрытой периодичности, поскольку периодические компоненты, складываясь, дают в общем случае непериодическую запись (рис. 2, в). Общим для всех периодических компонент, составляющих цуг однократного отражения, является то, что все они начинаются в один момент времени, который сов-

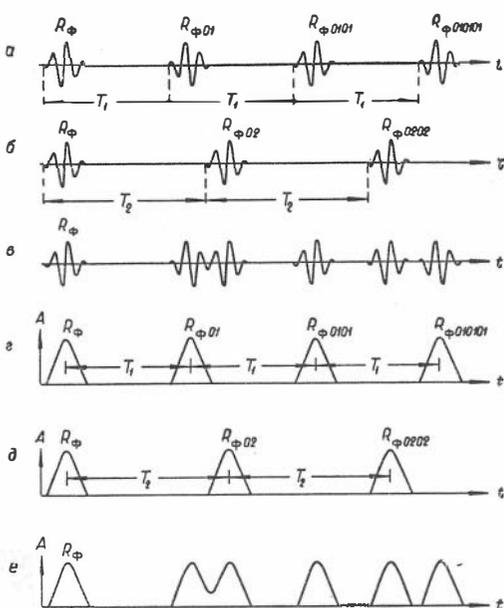


Рис. 2. Схема образования цуга колебаний из однократных и частично-кратных волн.

а, б, в — «трасса» сейсмограммы, г, д, е — амплитудный график $A = A(t)$.

падает со временем регистрации соответствующего однократного отражения; в этот момент все компоненты имеют одинаковую начальную фазу, равную нулю или π .

Форма и длительность записи опорных однократных отражений, регистрирующихся на разных временах, неодинаковы. Поэтому частично-кратные отражения, входящие в состав цуга, следующего за какой-либо опорной волной, по форме и длительности записи отличаются от соответствующих частично-кратных отражений, входящих в состав цугов других опорных волн. Однако, так как частично-кратные волны всех цугов возникают на одних же и тех границах в верхней части разреза, временные интервалы между вступлениями однократного и соответствующих частично-кратных волн для всех цугов в первом приближении должны быть одинаковыми. В этом отношении цуги, следующие за всеми однократными отражениями, подобны.

На эту регулярную картину, естественно, накладываются различные «помехи». К их числу относятся однократно отраженные волны, связанные с промежуточными (слабыми) границами, а также все прочие многократные отражения, регистрирующиеся на времени данного цуга, но не относящиеся к нему, дифрагированные волны и общий фон нерегулярных помех. Кроме того, цуги соседних однократных отражений могут перекрываться и накладываться друг на друга.

Учитывая рассмотренные особенности структуры сейсмограммы, задачу по выявлению опорных однократных отражений при дискретных системах наблюдений можно решать двумя способами.

1. Применяя методы корреляционного анализа трассы сейсмограммы, выделить на ней подобные (по внутренней структуре) цуги колебаний, состоящие из однократного и частично-кратных отражений, и определить время начала каждого цуга. Это время будет временем прихода однократно отраженной волны от соответствующей жесткой границы.

2. Обработывая какую-то (достаточно большую) часть одного (любого) цуга и применяя методы выявления скрытой периодичности, найти периодические компоненты, из которых состоит цуг, и, в частности, определить их начальные фазы в некоторый момент времени. Далее надо найти момент времени, когда периодические компоненты имеют одинаковую (равную нулю или π) начальную фазу. Этот момент совпадет со временем начала цуга, т. е. со временем регистрации соответствующего однократного отражения.

Для того чтобы сгладить различие цугов, порожденных однократными волнами, регистрирующимися на разных временах, перед анализом целесообразно трансформировать трассу сейсмограммы в график огибающей $A = f(t)$. Максимумы этого графика представляют собой «всплески» энергии, соответствующие регистрации на сейсмограмме однократных и многократных волн (рис. 2, *г*, *д*, *е*). Частота появления «всплесков» должна быть в первом приближении одинакова для всех цугов.

При использовании второго способа выявления опорных отражений также целесообразно анализировать не саму запись (трассу сейсмограммы), а ее огибающую $f(t)$. Действительно, при отражении от поверхности Земли фаза волны меняется на 180° . Поэтому при наличии в верхней части разреза границ раздела, при переходе через которые сверху вниз акустические жесткости возрастают, описанная выше периодичность компонент цуга нарушается. На графике же $f(t)$ эта периодичность восстанавливается (рис. 2, *а* и *г*).

Покажем возможность опознавания опорных однократных отражений при корреляционном анализе $f(t)$ на примере отраженных волн Φ и A .

Цуги из частично-кратных отражений, следующие за опорными волнами A и Φ , менее всего искажены помехами. Поверхность фундамента в большинстве случаев можно рассматривать как поверхность полупространства, ниже которой отсутствуют пологозалегающие границы раздела, и, следо-

вательно, поверхность фундамента — последняя граница в разрезе, дающая регулярный дуг частично-кратных волн. Кроме того, низкочастотный состав отражения Φ весьма благоприятен для образования частично-кратных волн в верхней части разреза. В толще нижнемелового комплекса пород, залегающих ниже горизонта A , сильные отражающие границы отсутствуют, а временной интервал между приходом отражений A и Φ достаточно велик (в районах, где фундамент погружен на глубину 2000—3500 м, этот интервал составляет 0,5—0,7 сек).

Задача опознавания опорных отражений решалась для двух случаев.

1. t_A — время отражения A известно. Найти t_Φ — время регистрации отражения Φ .

Обработке подвергается участок трассы длиной l сек. Начало этого участка выбирается слева от точки t_A . Совместив начало координат с началом участка обработки, определим

$$k(T) = \frac{\int_0^T f(t) \cdot f(t + T + \tau) dt}{\int_0^T f(t) dt}, \quad (1)$$

при $0 \leq t \leq T \leq l/2$; τ — некоторая постоянная. Можно показать, что при $T = t_\Phi - t_A - \tau$ $k(T)$ достигает максимального значения. Из этого условия определяем t_Φ .

2. Времена t_Φ и t_A неизвестны. Их надо определить.

Обработке подвергается участок трассы длиной L сек, выбранный так, чтобы точки t_A и t_Φ находились заведомо внутри него. На этом участке L выбирается отрезок $(0, \lambda)$, содержащий t_A . Решение задачи сводится к нахождению семейства кривых

$$k(s, T) = \frac{\int_s^{s+T} f(t) \cdot f(t + T + \tau) dt}{\int_s^{s+T} f(t) dt},$$

где параметр s изменяется в пределах $0 \leq s \leq \lambda$, $s \leq t \leq s + T$, $s \leq T \leq \frac{L}{2}$. Из этого семейства выбирается кривая с наибольшим максимумом $k(s, T)$. Можно показать, что по параметру s этой кривой можно определить t_A . Далее задача сводится к предыдущему случаю.

Покажем возможность выделения и корреляции отражения Φ при наблюдениях в дискретных точках на примере Средне-Васюганской площади. Здесь имеются профили, обработанные методикой непрерывного профилирования. Отражения A и Φ уверенно прокоррелированы на всем протяжении профилей. Для обработки выбирались одиночные трассы отдельных сей-

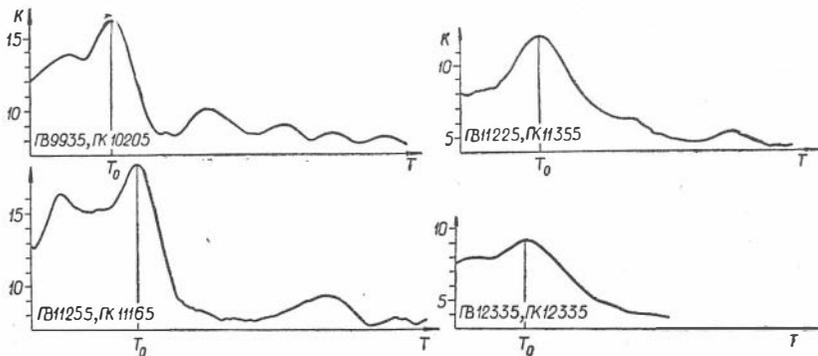


Рис. 3. Кривые $k(T)$ для дискретных наблюдений по профилю XXII Средне-Васюганской площади.

Пикет взрыва	Пикет сейсмографа	Время Φ	
		по данным непрерывного профилирования	по одиночным трассам в дискретных точках

Профиль XIX

7117	7397	2,108	2,104
8247	8097	2,131	2,132
9347	9197	2,129	2,126
10447	10297	2,127	2,131

Профиль XXII

9935	10205	2,130	2,127
11255	11165	2,146	2,150
11255	11355	2,130	2,126
12335	12355	2,136	2,132

мограмм, что соответствует наблюдению в дискретных точках. Сейсмограммы приняты с АРУ и смесителем. Выбирались трассы, где запись была достаточно длинной. Корреляционному анализу подвергались графики $f(t)$. Считая, что отражение A уверенно опознается на трассах, а отражение Φ надо опознать, $k(T)$ определяли по формуле (1). Величина τ выбиралась равной нулю или 0,060 сек.

Примеры полученных кривых $k(T)$ показаны на рис. 3. Из рисунка видно, что $T = T_0 = t_\Phi - t_A - \tau$ соответствуют весьма выразительные максимумы $k(T)$. Результаты вычисления представлены в таблице. Для сравнения в таблице приводятся времена регистрации отражения Φ по данным

непрерывного профилирования. Из таблицы видно, что времена t_Φ , вычисленные по одиночным трассам сейсмограмм, т. е. в дискретных точках, и времена t_Φ , определенные в этих точках по данным непрерывного профилирования, совпадают с точностью до нескольких миллисекунд. Таким образом, показана возможность применения корреляционного анализа трассы для опознавания отражения Φ от поверхности доюрского фундамента плиты. Задача может быть решена и для опознавания других опорных отражений на сейсмической записи.

Поскольку число опорных отражений в условиях Западно-Сибирской низменности невелико, не составит особого труда прокоррелировать их от одного дискретного наблюдения к другому. Коррелироваться могут либо времена соответствующих опорных отражений, либо непосредственно максимумы кривой $k(T)$. При этом можно вычислять функцию взаимной корреляции кривых $k(T)$, полученных на соседних дискретных наблюдениях. Следовательно, как выделение на записи опорных отражений, так и корреляция их от одного дискретного наблюдения к другому могут быть осуществлены на ЭЦВМ.

Предложены различные способы машинной корреляции в методе отраженных волн. Некоторые из них основаны на вычислении функции взаимной корреляции соседних трасс сейсмограммы. При дискретных системах наблюдений «соседние» трассы получаются в точках, находящихся на большом расстоянии друг от друга. Поэтому вычисление функции взаимной корреляции трасс чаще всего не приведет к желаемому результату. Действительно, как показано в работе [4], число жестких границ раздела в верхней части разреза и их отражающие свойства быстро меняются по площади, что связано с изменчивостью литолого-фациального состава пород этой части разреза. Быстрые изменения претерпевают и отражающие свойства подошвы ЗМС (или ЗМС как тонкого пласта). Поэтому число и интенсивность кратных волн на записи может сильно меняться, что приводит к изменению числа волн и вида сейсмограммы от одного дискретного наблюдения к другому. Поэтому сейсмические записи на соседних дискретных наблюдениях будут плохо коррелировать друг с другом. Кривые же $k(T)$ должны хорошо коррелироваться и в случае быстрой изменчивости верхней части разреза, поскольку на них уже выделены однократные отражения.

Задача корреляции отраженных волн при дискретных системах наблюдений обычно сводится, во-первых, к выделению одноименных отражений и, во-вторых, к опознаванию одноименных фаз этих отражений. В описанном

методе выделения и корреляции отраженных волн вопрос о фазе не ставится, так как корреляция ведется по максимумам кривой $k(T)$.

В заключение отметим преимущества, вытекающие из опознавания и корреляции опорных отражений с помощью информации, содержащейся в записи многократных отраженных волн.

1. Опорные отражения выделяются независимо при каждом дискретном наблюдении.

2. Опорные отражения выделяются по одиночной трассе. Следовательно, можно использовать одноканальную сейсмостанцию или сейсмостанцию с небольшим числом каналов. Можно использовать сейсмограммы, принятые с АРУ при большом заряде.

3. Описанные методы выделения опорных отражений можно применять при дискретных наблюдениях в случае изменчивости верхней части разреза (числа отражающих границ и их отражающих свойств, отражающих свойств ЗМС).

ЛИТЕРАТУРА

1. У м п е р о в и ч Н. В., Т у е з о в И. К., П а ш у т и н а С. Р. Новые данные о многократных отраженных волнах в Западно-Сибирской низменности. — Геология и геофизика, № 9, 1964.
 2. У м п е р о в и ч Н. В., П а ш у т и н а С. Р. Расчет амплитуд многократных отраженных волн в условиях Обь-Иртышского междуречья Западно-Сибирской низменности. — Сб. «Методы разведочной и промышленной геофизики при изучении строения Западно-Сибирской низменности». Л., ВИРГ, 1966.
 3. У м п е р о в и ч Н. В., Б г а т о в а Г. Ф., П а ш у т и н а С. Р., С е м е н о в а Е. В. О возможности подавления многократных отраженных волн при помощи частотной селекции в условиях Западно-Сибирской низменности. — Сб. «Методы разведочной и промышленной геофизики при изучении строения Западно-Сибирской низменности». Л., ВИРГ, 1966.
 4. У м п е р о в и ч Н. В. Роль жестких границ раздела в верхней части разреза Западно-Сибирской плиты в формировании волновой картины на сейсмограммах МОВ. — Геология и геофизика, № 3, 1968.
-

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие	3
<i>Н. Н. Пузырев.</i> Методологические вопросы корреляции сейсмических волн	5
<i>С. В. Гольдин.</i> Статистические методы идентификации отраженных волн при наличии полной априорной информации	14
<i>А. К. Яновский.</i> Использование функций взаимной корреляции сейсмических трасс для увязки сейсмических наблюдений	50
<i>С. В. Гольдин, Л. И. Матыс, Н. Н. Поплавский, А. Н. Лисенков, В. А. Солдатов.</i> Эксперименты по статистическим методам идентификации сейсмических волн в условиях Западной Сибири	73
<i>В. Л. Кузнецов, В. Б. Очеретина.</i> О корреляции отраженных волн при поисках локальных структур точечными зондированиями в Западно-Сибирской низменности	103
<i>А. В. Златопольская, Т. А. Янушевич.</i> О некоторых приемах использования количественных оценок корреляции отраженных волн при методике дискретных наблюдений	111
<i>О. К. Готов, Д. Г. Хакимов, А. А. Шевченко.</i> Опыт дискретной корреляции отражений в условиях Московской синеклизы	121
<i>Н. П. Кузнецова, Н. В. Умперович, А. А. Дрейвицер.</i> Использование многократно отраженных волн для корреляции опорных отражений при дискретных системах наблюдений	130

ДИСКРЕТНАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ СЕЙСМИЧЕСКИХ ВОЛН

Ответственный редактор
Николай Никитович Пузырев

Редактор *И. П. Зайцева*
Художественный редактор *В. И. Шумаков*
Художник *Е. Ф. Зайцев*
Технический редактор *Т. К. Овчинникова*
Корректоры *В. Е. Селянина* *Р. С. Митяева*

Сдано в набор 14 июля 1970 г. Подписано в печать 24 июня 1971 г. МН03583. Формат 70×108¹/₁₆.
8,5 печ. л., 12 усл. печ. л., 10,4 уч.-изд. л., Тираж 1100 цена 1р. 04 к.

Издательство «Наука», Сибирское отделение, Новосибирск, 99, Советская, 18 Заказ № 112.
Отпечатано с матриц, изготовленных в Саратовском полиграфкомбинате, 4-й типографией издательства
«Наука», Новосибирск-77, Станиславского 25.

О п е ч а т к и

Страница	Строка	Напечатано	Следует читать
26	4 сверху	$[-u_{i_0}]$	$[-u_{0_{i_1}}]$
31	10 снизу	для величин D, D_j	для величин D, D_i
38	22 сверху	$x^k \in A_{k-g-1},$	$x^k \in A_{k-g-1},$
39	15 сверху	$f_s(x)$	$f_s(\tilde{x})$
52	20 снизу	$\varphi_{\Delta t}(i\omega)$	$\psi_{\Delta t}(i\omega)$
59	6 сверху	$\delta_z^2(\tau) \xrightarrow{\tau \rightarrow \infty}$	$\sigma_z^2(\tau) \xrightarrow{\tau \rightarrow \infty}$
109	2 снизу изогипсы отра- изогипсы отра-
112	9 снизу	средний $\mu(\bar{a}),$	средний $\bar{\mu}(a),$
136	8 сверху	А. Н. Лисенков	А. П. Лисенков

„Дискретная корреляция сейсмических волн“