

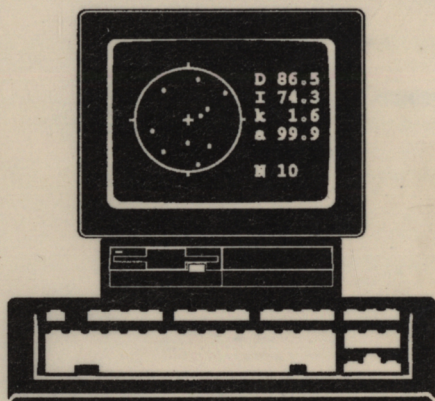
ISSN 0002-3272

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК
ГЕОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ

RUSSIAN ACADEMY OF SCIENCES
GEOLOGICAL INSTITUTE

С.В. Шипунов
М.В. Алексютин
Н.М. Левашова

**ВОПРОСЫ
ПАЛЕОМАГНИТНОГО
АНАЛИЗА**



МОСКВА

**S.V. Shipunov
M.V. Alexutin
N.M. Levashova**

**SOME PROBLEMS
IN THE PALEOMAGNETIC
ANALYSIS**

Transactions, vol. 504

Founded in 1932

Responsible editor
G.N. Petrova

Moscow
1996

**С.В. Шипунов
М.В. Алексютин
Н.М. Левашова**

**ВОПРОСЫ
ПАЛЕОМАГНИТНОГО
АНАЛИЗА**

Труды, вып. 504

Основаны в 1932 году

Ответственный редактор
Г.Н. Петрова

Москва
1996

ББК 550.380

Ш 62

УДК 550.384

Шипунов С.В., Алексютин М.В., Левашова Н.М.

Ш 62

Вопросы палеомагнитного анализа. – М.: Геологический институт РАН, 1996. – 62 с. (Тр. ГИН РАН; Вып. 504).

ISBN 5–201–12025–3

Содержание книги затрагивает круг методических вопросов палеомагнитного анализа, разрабатываемых в настоящее время сотрудниками лаборатории палеомагнетизма Геологического института РАН. Основное внимание обращено на развитие и корректность методов выделения, датирования и обоснования надежности палеомагнитных направлений.

Книга предназначена специалистам по палеомагнитологии.

Табл. 3. Ил. 12. Библ. 55 назв.

Редакционная коллегия:

Ю.Г. Леонов (главный редактор),
Ю.О. Гаврилов, В.Г. Гербова, Ю.В. Карякин,
С.А. Куренков, М.А. Семихатов

Рецензенты:

Г.З. Гурарий, А.Н. Храмов

The book touch upon methodical problems of paleomagnetic analysis that are elaborated by scientists of Paleomagnetic laboratory of Geological Institute last time. Main attention is paid to development and correctness of methods of separation, dating and evidence of reliability of paleomagnetic data.

The book is intended to the paleomagnetism specialists.

Tabl. 3. Il. 12. Bibl. 55 titles.

Editorial Board:

Yu.G. Leonov (Editor-in-Chief),
Yu.O. Gavrilov, V.G. Gerbova, Yu.V. Kariakin,
S.A. Kurenkov, M.A. Semikhatov

Reviewers:

G.Z. Gurary, A.N. Khramov

ББК 550.380

ISBN 5–201–12025–3

© С.В. Шипунов, М.В. Алексютин, Н.М. Левашова, 1996
© Геологический институт РАН, 1996

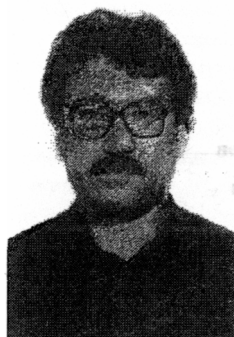
СОДЕРЖАНИЕ

Об авторах	7
Обозначения палеомагнитных величин	8
Предисловие	9
Глава 1. Оценки среднего направления векторов	11
1. Введение	11
2. Что можно осреднять?	12
3. Как можно осреднять?	13
4. Точность среднего направления	16
5. Выводы	17
Глава 2. Соотношение кучностей в различных системах координат	18
1. Введение	18
2. Постановка задачи	19
3. Процедура моделирования	21
4. Результаты моделирования	21
5. Пример	23
6. Выводы	23
Глава 3. Тест складки в палеомагнетизме	24
1. Введение	24
2. Недостатки модификации NFT	26
3. Разработка улучшенной модификации	27
4. Процедура тестирования	28
5. Примеры применения	30
6. Выводы	33
Глава 4. Распрямление складки: Оценка возраста намагниченности	34
1. Введение	34
2. Постановка задачи	35
3. Примеры применения	37
4. Заключительные замечания	39
5. Выводы	42
Глава 5. Доверительная область для пересечения малых кругов	43
1. Введение	43
2. Постановка задачи	43
3. Процедура оценки доверительной области	44
4. Выводы	45
Глава 6. Новый подход к получению палеомагнитных данных	46
1. Введение	46
2. Постановка задачи	47
3. Тест галек	49
4. Тест обращения	51
5. Тест складки	52
6. Выводы	54
Послесловие	55
Литература	58

CONTENTS

About authors	7
Captures	8
Preface	9
Chapter 1. Estimation of mean direction of vectors	11
1. Introduction	11
2. What can be averaged?	12
3. How can it be averaged?	13
4. Precision of mean direction	16
5. Conclusions	17
Chapter 2. Relationship of concentration parameters in different co-ordinates	18
1. Introduction	18
2. Formulation of task	19
3. Simulation procedure	21
4. Simulation results	21
5. Example	23
6. Conclusions	23
Chapter 3. Fold test in paleomagnetism	24
1. Introduction	24
2. Faults of modification NFT	26
3. Generation of improvement modification	27
4. Testing procedure	28
5. Examples	30
6. Conclusions	33
Chapter 4. Unfolding: Estimation of magnetization age	34
1. Introduction	34
2. Formulation of task	35
3. Examples	37
4. Closing remarks	39
5. Conclusions	42
Chapter 5. Confidence area for intersection of small circles	43
1. Introduction	43
2. Formulation of task	43
3. Estimation procedure	44
4. Conclusions	45
Chapter 6. New approach on to obtain of paleomagnetic data	46
1. Introduction	46
2. Formulation of task	47
3. Conglomerate test	49
4. Reversal test	51
5. Fold test	52
6. Conclusions	54
Closing words	55
Bibliography	58

Об авторах



Шипунов С.В. (12.07.1953). В 1975 г. окончил кафедру "Геофизика" Геологического факультета МГУ. С 1981 г. работает в лаборатории палеомагнетизма Геологического института РАН. Кандидат физико-математических наук, старший научный сотрудник. Читает курс "Основы палеомагнитологии" старшекурсникам кафедры "Общая геология и геокартирование" МГРИ и кафедры "Геофизика" Геологического факультета МГУ.



Алексютин М.В. (27.01.1968). В 1991 г. окончил кафедру "Структурная геология" Геологического факультета МГУ. В 1991 г. проходил стажировку в палеомагнитной лаборатории Питтсбургского университета (США). С 1992 г. работает в лаборатории палеомагнетизма Геологического института РАН. Младший научный сотрудник.



Левашова Н.М. (19.01.1966). В 1991 г. окончила кафедру "Геофизика" Геологического факультета МГУ. С 1991 г. работает в лаборатории палеомагнетизма Геологического института РАН. Младший научный сотрудник.

ОБОЗНАЧЕНИЯ ПАЛЕОМАГНИТНЫХ ВЕЛИЧИН

- D* - склонение вектора намагниченности
I - наклонение вектора намагниченности
K - кучность совокупности (распределения) векторов
 α_{95} - радиус круга доверия для среднего направления
N - количество векторов в выборке
R - суммарный вектор-результант
r - нормированное значение вектора-результанта ($r = R/N$)
A - азимут падения пласта
B - наклонение верхней нормали к пласту или
угол падения пласта
- Ф** - истинное распределение до- либо послескладчатой
намагниченности, или распределение нормалей
к пластам
- F** - распределение выделенных при компонентном
анализе компонент намагниченности в одной
из систем координат
- s* - индекс для доскладчатой компоненты намагниченности
или намагниченности в стратиграфической (древней)
системе координат
- g* - индекс для послескладчатой компоненты намагниченности
или намагниченности в географической (современной)
системе координат
- n* - индекс для распределения нормалей к пластам

ПРЕДИСЛОВИЕ

...не стараясь избегать общей участи всего подлунного, я спокойно предаю себя свободному суждению каждого. Не заботясь много, то ли точно почтет он приятным и полезным, что мне таковым казалось; да и заботиться о том по всем отношениям было бы и бесполезно и неприятно

В.Т. Нарезный

Российский Жилбаз, или Похождения
князя Гаприды Симоновича Чистякова

Возникновение книги в настоящем ее виде обязано прежде всего современному положению в российской науке, в частности, в палеомагнитологии. Возросла научная активность, обусловленная деятельностью научных фондов. В первую очередь следует отметить Международный научный фонд, известный также под именем своего основателя Дж. Сороса, и Российский фонд фундаментальных исследований (РФФИ).

Деятельность этих фондов привела к значительному увеличению числа публикуемых научных статей, с которым явно не в состоянии справиться российская научная периодика. Особенно это касается палеомагнитологии — чисто “палеомагнитные” статьи могут быть опубликованы фактически только в одном журнале — “Физика Земли”. Статьи по некоторым смежным вопросам, касающимся геологических приложений палеомагнитологии, возможно издавать еще в двух журналах — “Геотектоника” и “Стратиграфия. Геологическая корреляция”, но это не спасает положения. Ситуация усложнилась еще и тем, что наконец-то за переводы статей стали выплачивать валюту. В результате в журналах возникли очереди, не сопоставимые с очередями в годы застоя, и время прохождения статей увеличилось.

В то же время деятельность научных фондов резко изменила структуру распределения получаемых научными организациями ассигнований. Теперь стало возможным не только получать, но и расходовать реальные деньги. Так, в недавнем прошлом одному из авторов этой книги при финансовой поддержке РФФИ удалось оплатить издание двух монографий.

В развитии палеомагнитологии в последнее время обозначились объективные трудности. Резко возросли требования к достоверности палеомагнитных данных. Это связано с развитием аппаратной базы палеомагнитных исследований. К сожалению, в этой области российские палеомагнитологи еще долго будут лишены возможностей их зарубежных коллег. Поэтому единственный, пожалуй, путь — кооперация в своих исследованиях с зарубежными коллегами. Но, кроме аппаратуры, необходимы также методы, способные выделить достоверные палеомагнитные данные из результатов лабораторных экспериментов.

Вкладом в эту постоянно развивающуюся область — разработку методов анализа палеомагнитных данных — является эта книга. Содержание книги затрагивает круг основных методических вопросов палеомагнитного анализа, разрабатываемый в настоящее время в лаборатории палеомагнетизма Геологического института РАН. Главы книги могут рассматриваться как отдельные статьи, и их можно читать в любой последовательности.

В работе над книгой принимали участие: предисловие и главы 2, 3, 5 и 6 написаны С.В. Шипуновым; глава 1 — М.В. Алексютиным и С.В. Шипуновым; глава 4 — Н.М. Левашовой и С.В. Шипуновым. Послесловие написано всеми авторами. В работе над главой 3 также участвовал выпускник кафедры "Геофизика" Геологического факультета МГУ Н.В. Хлыстов.

Авторы выражают свою признательность рецензентам — докторам физико-математических наук Г.Э. Гурарию и А.Н. Храмову, научному редактору — доктору физико-математических наук Г.Н. Петровой, а также М.А. Баженову, общение с которым способствовало формированию палеомагнитных взглядов авторов.

Работа М.В. Алексютина и Н.М. Левашовой выполнена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 96—05—65323).

ОЦЕНКИ СРЕДНЕГО НАПРАВЛЕНИЯ ВЕКТОРОВ

1. Введение

Изучаемые совокупности векторов на единичной сфере являются теми распределениями, которые подвергаются статистическому анализу; и результаты такого палеомагнитного анализа используются затем в некоторых геологических приложениях. Надежность палеомагнитных данных, а следовательно, и достоверность геологической интерпретации определяются точностью определения среднего направления намагниченности и оценки его возраста.

В основе определения среднего направления векторов намагниченности и области доверия для него лежит статистика Фишера [Fisher, 1953]. Таким образом предполагается, что изучаемые распределения единичных векторов на сфере соответствуют этому фундаментальному для палеомагнетизма закону (распределению Фишера для векторов на сфере). Следовательно, необходимо соответствующее обоснование, что обычно и проводится при анализе палеомагнитных данных с помощью одного из статистических критериев согласия [Баженов, Рябушкин, 1978; Палеомагнитология, 1982]. Кроме этого, требуется также установить однокомпонентность изучаемой совокупности векторов, т.е. соответствие направления намагниченности направлению геомагнитного поля в некоторый геологический момент времени. Только в этом случае возможна тектоническая интерпретация среднего направления совокупности векторов намагниченности.

Обычно получаемые при осреднении векторов статистические характеристики — среднее направление, определяемое склонением (D) и наклонением (I), кучность (k), являющаяся оценкой концентрации единичных векторов вокруг среднего направления, и доверительная область для среднего направления (α_{95}), характеризующая точность среднего направления. Точнее говоря, α_{95} — есть радиус круга, в котором с вероятностью 95% находится истинное направление геомагнитного поля.

С точки зрения статистика — среднее направление и кучность являются выборочными параметрами некоторого распределения Фишера для единичных векторов на сфере, с которым ассоциируется изучаемая совокупность.

Для палеомагнитолога — среднее направление и радиус круга доверия представляют собой искомые характеристики, которые могут использоваться при интерпретации, например, в тектонических целях. Кучность векторов — тогда лишь некоторый вспомогательный параметр, который иногда используется на стадии собственно палеомагнитных исследований (см. например: [McElhinny, 1964; Баженов, Шипунов, 1991, Шипунов, 1995a]).

Далее в этой главе будем полагать, что доказана однокомпонентность изучаемой намагниченности во времени и по направлению.

2. Что можно осреднять?

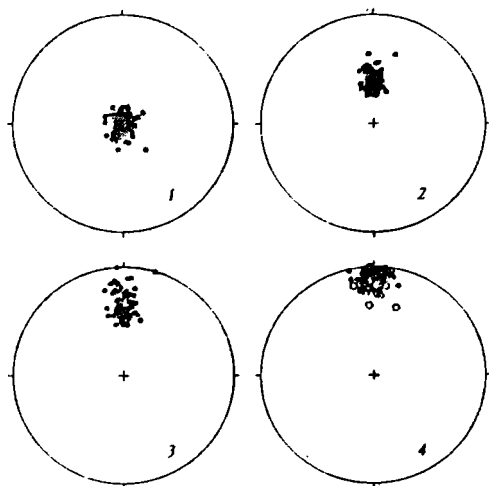
При палеомагнитных исследованиях можно рассматривать, например, следующие распределения векторов: 1) магнитных моментов ферромагнитных частиц в одном палеомагнитном образце; 2) векторов намагниченности на внутрипластовом уровне; 3) векторов намагниченности на межпластовом уровне, дисперсия которых определяется в основном вековыми вариациями геомагнитного поля; 4) геомагнитных полюсов главного геомагнитного поля, осложненное вековыми вариациями.

Каждое из перечисленных выше распределений можно априорно считать фишеровским [Fisher, 1953]. И, в зависимости от этого, остальные распределения будут, строго говоря, отличаться от распределения Фишера. Например, в работе [Федотова, 1991] показано, что если распределение магнитных моментов частиц фишеровское, то векторы намагниченности, осредненные в каждом образце, будут иметь распределение, если быть точным, отличающееся от этого закона. Это отличие, однако, при обычных значениях кучности не слишком велико. Поэтому реальные распределения векторов однокомпонентной намагниченности на межпластовом уровне также можно полагать соответствующими распределению Фишера.

Осреднение магнитных моментов в каждом отдельном образце производит за нас природа. Можно даже утверждать, что палеомагнитолог, как правило, не знает, каково это распределение. Обычно только три последних распределения могут быть подвергнуты палеомагнитному анализу.

Если фишеровским является распределение виртуальных геомагнитных полюсов, то в силу известной формулы, связывающей широту места и наклонение геомагнитного поля, распределение векторов на межпластовом уровне не будет являться фишеровским (см., например: [Палеомагнитология, 1982]). Более того, из-за нелинейности зависимости наклонения поля от широты оценка среднего направления векторов намагниченности будет смещена (наклонение намагниченности будет заниженным). Вычисление координат палеомагнитного полюса по среднему направлению намагниченности приведет к оценке, отличной от положения палеомагнитного полюса, полученного осреднением виртуальных геомагнитных полюсов, т.е. соответствующего гипотезе центрального осевого диполя. Такая систематическая ошибка в определении палеошироты невелика, она не превышает первых градусов и определяется кучностью распределения виртуальных геомагнитных полюсов. Однако, строго говоря, в этом случае правильное осреднять не векторы намагниченности для различных стратиграфических уровней, а соответствующие им координаты виртуальных геомагнитных полюсов, так как именно они распределены в соответствии с законом Фишера.

Рис. 1.1. Распределение виртуальных геомагнитных полюсов, определенных по археомагнитным данным (1), и пересчет этого распределения в направления геомагнитного поля для широты 40, 20 и 0 (2, 3 и 4 соответственно)



На рис. 1.1 представлены распределения виртуальных геомагнитных полюсов за последние 3000 лет, полученные по археомагнитным данным [Бурлацкая, 1987], и соответствующие им распределения векторов намагниченности для разных широт. Визуальный анализ полученных распределений, а также использование статистических критериев согласия [Баженов, Рябушкин, 1978], свидетельствуют о том, что распределение виртуальных геомагнитных полюсов хорошо согласуется с распределением Фишера, тогда как форма распределений векторов намагниченности трансформируется. Распределения палеомагнитных векторов вытянуты и не соответствуют распределению Фишера.

3. Как можно осреднять?

Определение среднего направления для совокупности векторов можно свести, например, к решению задачи методом наименьших квадратов (МНК). Эта задача проста и не требует специального изучения (см., например: [Васильев, 1980]), но рассматривается ниже с иллюстративной целью.

Рассмотрим три примера определения среднего направления для совокупности из N векторов. Все эти векторы, как это принято в палеомагнитологии, единичной длины. Каждый вектор или, что тоже самое, точка на единичной сфере определяется тремя декартовыми координатами x_i , y_i , z_i , где $i = 1, \dots, N$.

Пример 1. Требуется найти точку (a, b, c) , сумма квадратов расстояний от которой до исходных точек минимальна. Иначе говоря, требуется минимизировать функцию

$$S = \sum \{(x_i - a)^2 + (y_i - b)^2 + (z_i - c)^2\} . \quad (1)$$

Здесь в фигурных скобках представлен квадрат евклидова расстояния. В точке экстремума частные производные равны нулю. Поэтому продифференцируем функцию S по неизвестным параметрам и получим систему уравнений

$$\begin{aligned}\partial S / \partial a &= -2 \Sigma(x_i - a) = 0 \\ \partial S / \partial b &= -2 \Sigma(y_i - b) = 0 \\ \partial S / \partial c &= -2 \Sigma(z_i - c) = 0 ,\end{aligned}\quad (2)$$

решая которую, имеем:

$$a = \Sigma x_i / N, \quad b = \Sigma y_i / N, \quad c = \Sigma z_i / N. \quad (3)$$

Можно показать [Васильев, 1980], что в этой точке функция S достигает своего глобального минимума в трехмерном евклидовом пространстве.

Заметим, что длина полученного вектора

$$r = 1/N \sqrt{(\Sigma x)^2 + (\Sigma y)^2 + (\Sigma z)^2} \leq 1 ,$$

причем равенство единице достигается при совпадении всех исходных векторов (иными словами — полученная точка лежит внутри единичной сферы).

Пример 2. В палеомагнитологии часто приходится решать задачи МНК с ограничениями. Рассмотрим предыдущую задачу, но решение будем искать на единичной сфере, т.е. при условии

$$a^2 + b^2 + c^2 = 1 . \quad (4)$$

В этом случае задачу можно свести к безусловной минимизации так называемой функции Лагранжа [Ильин, Позняк, 1971]

$$S = \Sigma\{(x_i - a)^2 + (y_i - b)^2 + (z_i - c)^2\} - \lambda(a^2 + b^2 + c^2 - 1) . \quad (5)$$

Здесь λ — неизвестный множитель Лагранжа. После дифференцирования получим систему

$$\begin{aligned}\partial S / \partial a &= -2 \Sigma(x_i - a) - 2\lambda a = 0 \\ \partial S / \partial b &= -2 \Sigma(y_i - b) - 2\lambda b = 0 \\ \partial S / \partial c &= -2 \Sigma(z_i - c) - 2\lambda c = 0 ,\end{aligned}\quad (6)$$

решая которую, имеем:

$$a = \Sigma x_i / (N - \lambda), \quad b = \Sigma y_i / (N - \lambda), \quad c = \Sigma z_i / (N - \lambda). \quad (7)$$

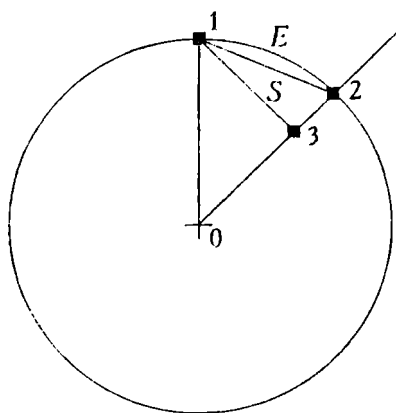
В соответствии с условием (4) $\lambda = N - R$ и, следовательно,

$$a = \Sigma x_i / R, \quad b = \Sigma y_i / R, \quad c = \Sigma z_i / R.$$

Пример 3. В предыдущих примерах в качестве метрики использовалось евклидово расстояние (см. рис 1.2). В качестве параметра, характеризующего сходимость данных, можно рассмотреть также и другие метрики, например метрику, связанную со скалярным произведением векторов, например синус угла между искомым направлением и каждым исходным вектором [Девис, 1990]. Такая метрика использовалась, например, при совместном анализе больших кругов и направлений намагниченности [Kirschvink, 1980].

Рис. 1.2. Иллюстрация применению различных метрик для оценки расстояния между двумя векторами

E — евклидово расстояние между точками 1 и 2; S — метрика, связанная со скалярным произведением (расстояние от точки 1 до направления между точками 0 и 2)



В этом случае минимизация функции

$$\Sigma \{1 - (ax_i + by_i + cz_i)^2\} = N - \Sigma (ax_i + by_i + cz_i)^2$$

равносильна поиску максимума функции

$$S = \Sigma (ax_i + by_i + cz_i)^2. \quad (8)$$

Нулевой вектор является тривиальным решением этой задачи, поэтому здесь также приходится искать решение с условием (4), т.е. искать максимум функции Лагранжа

$$S = \Sigma (ax_i + by_i + cz_i)^2 - \lambda (a^2 + b^2 + c^2 - 1). \quad (9)$$

Дифференцирование по неизвестным параметрам сводит задачу к хорошо известной проблеме собственных значений, возникающей при

отыскании решения методом пересечения больших кругов (см., например: [Шипунов, 1993]), т.е. к решению системы однородных уравнений:

$$\begin{aligned} a(\Sigma x^2 - 1) + b\Sigma xy + c\Sigma xz &= 0 \\ a\Sigma xy + b(\Sigma y^2 - 1) + c\Sigma yz &= 0 \\ a\Sigma xz + b\Sigma yz + c(\Sigma z^2 - 1) &= 0. \end{aligned}$$

Собственный вектор, соответствующий максимальному собственному значению, будет являться искомым решением.

Следует отметить, что оценки направления среднего вектора, полученные в первых двух примерах, совпадают. Третья оценка, связанная со скалярным произведением векторов, несколько отличается от первых двух, но эти различия невелики, особенно при больших значениях кучности, т.е. при значениях кучности, обычно используемых при палеомагнитных исследованиях (например, $k > 10 - 20$).

4. Точность среднего направления

Определение точности среднего направления совокупности единичных векторов, т.е. определение радиуса круга доверия α_{95} , производится по хорошо известным формулам (см., например: [Mardia, 1972; Рябушкин, Певзнер, 1978; Палеомагнитология, 1982]).

Однако, оценки α_{95} , определяющего область на сфере вокруг среднего направления, в которой с вероятностью 95% находится истинное направление геомагнитного поля, являются асимптотическими. Из этого следует, что вероятность нахождения этого направления внутри круга доверия действительно истинна только при больших объемах палеомагнитных коллекций.

Попробуем определить реальную вероятность оценок α_{95} с помощью численного моделирования методом Монте-Карло. Для этого будем моделировать M раз (например, $M=1000$) фишеровское распределение $\Phi(D, I, k, N)$ с параметрами анализируемого распределения векторов. Каждый раз будем вычислять среднее направление ($D_j, I_j, j = 1, 2, \dots, M$) и α_{95j} для получающейся при моделировании совокупности и определять угол (φ_j) между этим направлением и задаваемым при моделировании направлением (D, I). Если оценка α_{95} верна, то в 95% случаев φ_j должна быть меньше α_{95j} .

На рис. 1.3, представляющем результаты проведенного моделирования, видно, что при объемах палеомагнитных коллекций, меньших 100, истинное значение вероятности всегда меньше 95%. Таким образом величина α_{95} всегда занижена (истинный круг доверия должен быть больше). При еще меньших объемах (например, при $N < 30$ образцов) истинное направление может располагаться вне обычно вычисляемого круга доверия в большем, чем 5% случаев, например в 10% случаев при $N=5$.

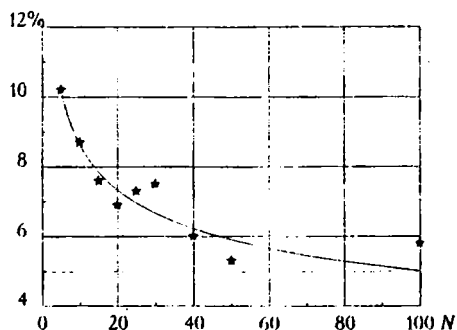


Рис. 1.3. Количество случаев (в %), когда угол между вычисленным средним направлением финиерской выборки и истинным средним направлением превосходит α_{95}

N — количество векторов в моделируемой выборке. Кучность векторов при моделировании $K = 30$

Заметим, что методом Монте-Карло можно установить конус вокруг среднего направления совокупности векторов, в котором с действительно 95%-ной вероятностью находится истинное направление геомагнитного поля, не прибегая к вычислениям (см., например: [Fisher, Lewis, Embleton, 1987; Шипунов, 1993]). Такая оценка при достаточно большом объеме моделирования будет верна для любого объема коллекции.

5. Выводы

- Показано, что для получения палеомагнитного определения, т.е. координат палеомагнитного полюса, в некоторых случаях правильнее осреднять не пластовые палеомагнитные направления и затем для среднего вектора вычислять палеомагнитный полюс, а пересчитывать каждое пластовое палеомагнитное направление в координаты виртуального геомагнитного полюса и затем находить для них среднее.
- На примерах продемонстрирована возможность оценки среднего направления совокупности векторов с помощью метода наименьших квадратов. При нахождении решения методом наименьших квадратов могут быть использованы различные метрики, характеризующие сходимость исходных данных.
- С помощью численного моделирования показано, что используемая обычно оценка точности вычисленного среднего направления для совокупности векторов α_{95} занижена, т.е. имеет уровень значимости меньший, чем 95%.

СООТНОШЕНИЕ КУЧНОСТЕЙ В РАЗЛИЧНЫХ СИСТЕМАХ КООРДИНАТ

1. Введение

Изложение предыдущей главы касалось одного из параметров распределения векторов намагниченности — среднего направления. Ниже изучению будет подвергнут другой его параметр — кучность векторов (K). Непосредственно будут изучены величины K в двух системах координат, а, значит, и их отношение.

Кучность палеомагнитных векторов является одним из параметров распределений векторов намагниченности в трехмерном пространстве, в частности, для широко используемого в палеомагнитологии распределения Фишера [Fisher, 1953]. Этот параметр, отражая концентрацию палеомагнитных векторов вокруг среднего направления, важен для оценки качества данных (см., например: [Van der Voo, 1993]). Кроме того, кучность, вычисляемая для векторов намагниченности в различных координатных системах (в стратиграфической, или древней, и географической, или современной), используется в некоторых модификациях теста складки для датирования изучаемых компонент намагниченности (например, в модификациях теста выравнивания [McElhinny, 1964; Шипунов, 1995a]). В нескольких работах [McFadden, Jones, 1981; Баженов, Шипунов, 1988; Bazhenov, Shipunov, 1991] было показано, что тест выравнивания в первоначальном его виде [McElhinny, 1964] имеет ряд существенных недостатков и не может быть использован для доказательства до-, либо послескладчатой природы изучаемой намагниченности. Единственный вывод, который может быть сделан по результатам теста выравнивания, это вывод о преобладании той или иной компоненты намагниченности [Палеомагнитология, 1982].

Считается, что при преобладании в изучаемой совокупности палеомагнитных векторов доскладчатой компоненты, кучность векторов в стратиграфической системе координат превышает кучность векторов в географической системе координат. Это должно быть справедливо только при наличии вариаций в элементах залегания пластов — в противном случае, например, при строго моноклинальном залегании пород, обе кучности идентичны. Таким образом, различие кучностей в этих двух координатных системах зависит, кроме всего прочего, от степени разброса элементов залегания пластов и не обязательно должно быть значимым.

Однако до сих пор остается невыясненным, какова взаимосвязь величин кучностей в различных координатных системах. Целью данной

главы является анализ соотношения кучностей векторов намагниченности в различных системах координат и проверка истинности положения о преобладании той или иной из них для случая однокомпонентной намагниченности.

2. Постановка задачи

Для определенности рассмотрим случай присутствия только доскладчатой намагниченности и будем анализировать параметр кучности в обеих системах координат. Пусть имеется выборка единичных векторов намагниченности объемом N из фишеровского распределения доскладчатой намагниченности с координатами среднего вектора D и I и параметром концентрации (кучностью K). Обозначим такую выборку $\Phi\{D, I, K, N\}$, или просто Φ_s .

Для простоты будем полагать, что элементы залегания пластов (точнее, распределение нормалей к пластам) также распределены в соответствии с законом Фишера [Fisher, 1953] $\Phi\{A, B, K_n, N\}$. Здесь A — азимут падения пласта; $B+90$ — угол падения пласта (B — соответственно, угол падения нормали к пласту); K_n — кучность распределения нормалей к пластам.

Рассмотрим простой случай: $D = 0$, $I = 90$, т.е. средний вектор генеральной совокупности доскладчатой намагниченности направлен вертикально вниз. Среднее направление нормалей к пластам: $A = 0$, $B = -90$, т.е. пласты в среднем горизонтальны с некоторыми вариациями, определяемыми величиной кучности нормалей K_n . Заметим, что ход рассуждений и полученные выводы не изменятся при других направлениях среднего вектора намагниченности и нормалей к пластам.

Ясно, что при соотношении кучностей $K_n/K_s \ll 1$, кучность векторов намагниченности в географической системе координат K_g будет явно меньше кучности векторов в стратиграфической системе координат K_s . Это связано с хаотизацией исходного распределения векторов намагниченности при пересчете в географическую систему координат. Случай $K_n = 0$ напоминает хаотизацию направлений намагниченности при переотложении галек горных пород в виде конгломератов. Единственное, и в данном случае непринципиальное, отличие, — при пересчете координат векторы намагниченности вместе с пластами вращаются вокруг горизонтальной оси вращения; тогда как при переотложении галек оси вращения распределены на сфере случайным (равномерным) образом.

Так как вычисленное значение K_g случайных векторов — также случайная величина, то она имеет некоторое распределение относительно своего среднего значения. Ее разброс определяется объемом выборки и параметрами распределений векторов доскладчатой намагниченности и нормалей к пластам. На рис. 2.1 показана зависимость средней величины нормированного суммарного вектора r и пределы ее изменения (r_{min} и r_{max})

от объема выборки при $\kappa_n = 0$. Как и следовало ожидать, для $N = 1$ r всегда равно 1, а при $N \rightarrow \infty$ $r \rightarrow 0$.

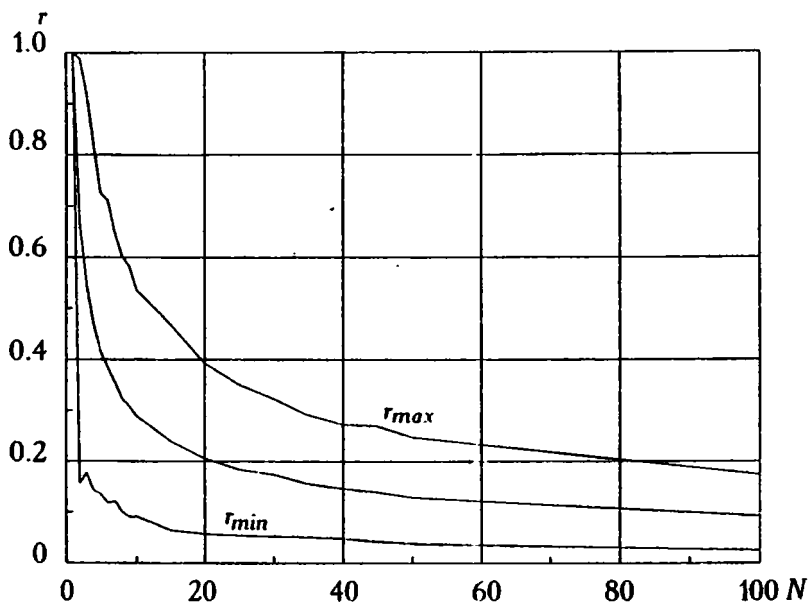


Рис. 2.1. Зависимость средней величины суммарного вектора r и пределы ее изменения (r_{min} , r_{max}) от объема N палеомагнитной коллекции при хаотическом распределении векторов.

Другой крайний случай — $\kappa_n/\kappa_s \gg 1$ (все пласты имеют приблизительно одинаковые элементы залегания). В этом случае (при $N \rightarrow \infty$) $\kappa_g = \kappa_s$. Для реальных коллекций, т.е. при конечных их объемах, возможны вариации значений кучностей в различных системах координат и, следовательно, могут встречаться даже для доскладчатой намагниченности κ_g большие, чем κ_s . В этом случае их различия должны быть, по-видимому, незначимыми.

Реальные соотношения кучностей лежат между значениями для рассмотренных выше крайних случаев. Известно, что кучность, соответствующая палеовековым вариациям для средних широт, приблизительно равна 30–60 [McFadden, 1980]. Возьмем величину 30 за основу при моделировании доскладчатой намагниченности. Вторичная намагниченность (химической или термоостаточной природы) может иметь большую величину кучности (до нескольких сотен). При моделировании послескладчатой намагниченности будем использовать значения кучности $\kappa_g = 100$.

3. Процедура моделирования

Процедура моделирования, описываемая ниже, позволяет провести анализ соотношения кучностей в различных системах координат. Рассмотрим последовательность операций.

1. Численно моделируется фишеровское распределение векторов доскладчатой намагниченности $\Phi_s\{D, I, k_s, N\}$ (например, [Шипунов, 1993]).

2. Аналогично моделируется распределение нормалей к пластам $\Phi_n\{A, B, k_n, N\}$.

3. Распределение, полученное в пункте 1, пересчитывается в географическую систему координат с использованием распределения элементов залегания пластов из пункта 2. Результат — распределение векторов доскладчатой намагниченности в современной системе координат F_g .

4. Вычисляется отношение k_g/k_s .

Такая процедура (пункты 1 — 4) повторяется достаточно много раз (например, $M = 1000$).

5. Определяется — какое количество раз в процентном отношении величина $k_g/k_s > 1$.

При моделировании доскладчатой намагниченности использовались следующие параметры: $N = 5, 10, 20, 30$; $D_s = 0$; $I_s = 90$; $k_s = 30$; $A = 0$; $B = -90$; $k_n = 5, 10, 30, 50, 100, 500, 1000$.

Аналогичная процедура выполняется и при моделировании послескладчатой намагниченности. В этом случае в пункте 1 численно создается выборка послескладчатой намагниченности, а в пункте 3 она пересчитывается в стратиграфическую систему координат. При моделировании послескладчатой намагниченности использовались следующие параметры: $N = 5, 10, 20, 30$; $A = 0$; $B = -90$; $k_n = 5, 10, 30, 50, 100$; $D_g = 0$; $I_g = 90$; $k_g = 100$.

4. Результаты моделирования

На рис. 2.2,а представлена зависимость частоты (в %) превышения кучности распределения векторов намагниченности в географической системе координат (k_g) величины кучности в стратиграфической системе координат (k_s) от кучности распределения нормалей к пластам и объема выборки. В этом случае моделировалась доскладчатая намагниченность.

Результаты моделирования для второго случая (моделировалась послескладчатая намагниченность, кучность распределения которой составляла 100), представлены на рис. 2.2,б.

Как видно из рис. 2.2, существует область значений, задаваемых при моделировании параметров, при которых полученные результаты не согласуются с общепринятой точкой зрения. Например, для доскладчатой

намагниченности $k_g/k_s > 1$ более чем в 20 % случаев при объеме выборки от 5 до 30 и кучности нормалей к пластам k_n , варьирующей от 100 до 1000. Для послескладчатой намагниченности эта область — $k_s/k_g > 1$ более чем в 20 % случаев при объемах палеомагнитной коллекции от 5 до 30 и k_n приблизительно от 200 до 1000. Следовательно, например, в последнем случае, существует вероятность при применении теста выравнивания ошибочно считать послескладчатую намагниченность — доскладчатой (или по крайней мере преобладающей). Такие нетрадиционные результаты получаются при небольшом разбросе элементов залегания пластов, т.е. в действительно неблагоприятных случаях для применения теста складки.

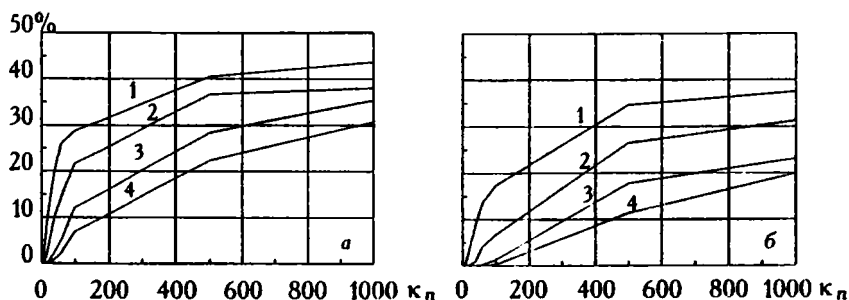


Рис. 2.2. Процентное отношение количества случаев, когда $k_g/k_s > 1$ (а) и $k_s/k_g > 1$ (б) в зависимости от объема выборки N и кучности нормалей к пластам k_n для до- и послескладчатой намагниченностей, соответственно
1, 2, 3 и 4 — количество векторов в выборке 5, 10, 20 и 30, соответственно

Следует отметить, что использовалось только преобладание кучности в той или иной системе координат (но не значимое преобладание согласно соответствующим статистическим тестам [McElhinny, 1964]). И именно на такие случаи и можно распространить результаты численного моделирования.

Таким образом, на основании результатов проведенного моделирования можно сделать вывод о том, что модификация теста складки (тест выравнивания) [McElhinny, 1964] не может не только определить до- либо послескладчатый возраст намагниченности (см. также ограничения этого теста математического и физического порядка, рассмотренные в [McFadden, Jones, 1981; Баженов, Шипунов, 1988]), но, в ряде случаев, и судить о преобладании той или иной компоненты. Существует реальная вероятность ошибочности делаемого вывода. По-видимому, тест выравнивания в виде, изложенном в [McElhinny, 1964], не годится для сколь-нибудь достоверной количественной оценки компонентного состава и возраста намагниченности.

Рассмотренную процедуру моделирования можно применить к реальным палеомагнитным коллекциям. Новая модификация теста выравнивания NFT [Шипунов, 1995а], основанная на анализе распределений векторов намагниченности и использующая численное

моделирование методом Монте-Карло и процедуру тестирования Барнарда [Barnard, 1963; Marriott, 1979], не содержит известных ограничений и по чувствительности и мощности в ряде случаев превосходит корректные модификации теста складки (например, корреляционный тест складки [Bazhenov, Shipunov, 1991]).

5. Пример

При изучении меловых отложений п-ова Тайгонос [Алексютин, Шипунов, 1996] для одного из разрезов получено отношение кучностей $\kappa_s/\kappa_g = 1.2$. Делаемый вывод (на основании применения теста выравнивания и корреляционного теста складки) — исследуемая намагниченность доскладчатая. Предположив, что имеющаяся намагниченность — послескладчатая, путем моделирования с имеющимися параметрами, получаем, что при этом в 10% случаев κ_s/κ_g может быть больше 1. Таким образом, вывод о преобладании доскладчатой намагниченности также может быть ошибочным. Использование новой модификации теста выравнивания NFT [Шипунов, 1995а] приводит к заключению о присутствии двух компонент намагниченности: до- и послескладчатой (подробности см.: [Алексютин, Шипунов, 1996]).

6. Выводы

- Общепринятая точка зрения о том, что преобладание в изучаемой намагниченности доскладчатой компоненты выражается в величине отношения кучностей $\kappa_s/\kappa_g > 1$, в ряде случаев не согласуется с полученными результатами. Вероятность ошибочного вывода о преобладании той или иной компоненты (до- либо послескладчатой) намагниченности возрастает с уменьшением кучности соответствующих компонент намагниченности, разброса в элементах залегания пластов и объема палеомагнитной коллекции.
- Анализ кучностей в стратиграфической и географической системах координат (модификация теста складки NFT) позволяет делать корректные выводы о возрасте намагниченности относительно складчатости (см. также улучшенный вариант NFT в следующей главе).

ТЕСТ СКЛАДКИ В ПАЛЕОМАГНЕТИЗМЕ

1. Введение

Исследования последних лет свидетельствуют о том, что ведущую роль в оценке возраста компонент намагниченности продолжает играть тест складки. Постоянно растущая мощность теста повышает надежность временной привязки палеомагнитных определений, а, следовательно, и точность тектонической интерпретации. Перечислим работы последних пяти лет, в которых рассматриваются старые и предлагаются новые модификации теста складки [McFadden, 1990; Bazhenov, Shipunov, 1991; Watson, Enkin, 1993; Tauxe, Watson, 1994; Шипунов, 1995а, б]. Работы, в которых используется этот тест, нет нужды перечислять, так как он является, по существу, самым мощным орудием в руках палеомагнитолога и входит в число критериев надежности палеомагнитных данных [Van der Voo, 1993].

В работе [Шипунов, 1995а] показаны новые возможности в оценке возраста намагниченности при использовании численного моделирования методом Монте-Карло (см., например: [Шипунов, 1993]) и тестирования методом Барнарда [Barnard, 1963; Marriott, 1979; Мэйндоналд, 1988]. В зарубежной палеомагнитной литературе похожий метод называется также "bootstrap" (см., например: [Tauxe, Watson, 1994]).

Новый тест складки NFT (New Fold Test) [Шипунов, 1995а], основанный на анализе распределений векторов намагниченности в различных координатных системах, является корректной модификацией теста выравнивания и более чувствителен к обнаружению до- и послескладчатых компонент намагниченности. К сожалению, он не лишен ряда недостатков. Рассмотрим основные положения этой модификации.

Известно, что существует некоторая зависимость между распределением компонент намагниченности в стратиграфической F_s и географической F_g системах координат и совокупностью нормалей к пластам Φ_n в каждом месте отбора изучаемой коллекции (см., например: [Mardia, 1972]).

Если изучаемая компонента намагниченности доскладчатая, то пространственное расположение векторов в географической системе координат F_g определяется только распределениями Φ_s и Φ_n ; никакие другие

^б Под мощностью теста здесь и далее понимается вероятность правильности отклонения проверяемой нулевой гипотезы, т.е. вероятность того, что при тестировании, например, в древней системе координат, будет обнаружена послескладчатая компонента намагниченности, когда она присутствует.

факторы не должны сказываться на виде распределения F_g . Эту зависимость можно выразить схематической формулой

$$F_g = f(\Phi_s, \Phi_n). \quad (1)$$

В случае присутствия дополнительно послескладчатой компоненты намагниченности, распределение F_g будет также определяться распределением послескладчатой компоненты Φ_g :

$$F_g = f(\Phi_s, \Phi_n, \Phi_g). \quad (2)$$

Таким образом, используя формулы (1) и (2), можно свести задачу тестирования к выяснению — присутствует ли дополнительный член в формуле (2), связанный с послескладчатым перемагничиванием.

Аналогичные рассуждения можно провести и при условии, что изучаемая компонента намагниченности является послескладчатой. В этом случае необходимо выявить влияние доскладчатой компоненты Φ_s на распределение векторов намагниченности в стратиграфической системе координат:

$$F_s = f(\Phi_s, \Phi_n, \Phi_g). \quad (3)$$

Заметим, что формула (3) и подобная ей (2) лежат в основе и других модификаций теста складки, например, корреляционного теста (CFT), в котором исследуется зависимость, например, между F_s и Φ_n . Если такая зависимость (3) отсутствует, то это означает, что отсутствует член Φ_g и формула сводится к тривиальному случаю $F_s = \Phi_s$, т.е. к наличию только доскладчатой намагниченности.

Если при выполнении теста в предположении доскладчатости и однокомпонентности намагниченности обнаружится, что зависимость (1) не выполняется, то делается вывод о присутствии послескладчатой компоненты намагниченности (в формуле (2) присутствует дополнительный член Φ_g). Аналогично, если при выполнении теста в предположении послескладчатости и однокомпонентности намагниченности обнаружится, что зависимость (3) выполняется только при наличии добавочного члена Φ_s , то делается вывод о присутствии доскладчатой компоненты намагниченности.

Рассмотренный выше тест складки NFT имеет, как и всякий другой метод свои преимущества и недостатки. Привлекательность теста NFT заключается в отсутствии требований к отбору достаточно большого количества образцов из моноклипальных разрезов. Среди других достоинств важнейшими являются его корректность и чувствительность. При сравнении результатов работы NFT и корреляционного теста [Bazhenov, Shipunov, 1991] на реальных палеомагнитных коллекциях было показано [Шипунов, 1995а], что тест дает положительный результат при значительно меньших объемах палеомагнитных коллекций.

2. Недостатки модификации NFT

Присущие этой модификации теста складки недостатки не являются некоррекциями в обычном смысле слова и некоторые из них также являются недостатками и других модификаций теста складки (например, корреляционного теста).

Рассмотрим замеченные недостатки.

1. В NFT при проведении тестирования используется, хоть и утверждается обратное, предположение о том, что анализируемые выборки векторов в географической и стратиграфической системах координат распределены в соответствии с законом Фишера [Fisher, 1953]. При этом проводится численное моделирование фишеровских выборок в обеих системах координат [Шипунов, 1993]. Это предположение, как правило, не выполняется в одной из координатных систем. Например, если исследуемая компонента намагнитченности доскладчатая, то ее распределение в стратиграфической (древней) системе координат, как это априорно считается, подчиняется распределению Фишера. Тогда в географической системе координат имеющиеся векторы намагнитченности, строго говоря, не соответствуют этому распределению.

Этот недостаток, как замечено в [McFadden, Jones, 1981; Tauхе, Watson, 1994], присущ также тесту выравнивания [McElhinny, 1964] и корреляционному тесту [McFadden, 1990; Bazhenov, Shipunov, 1991]. Таким образом, можно предположить, что корректная модификация теста складки, который обычно проводится в обеих системах координат, не должна использовать соответствие анализируемых распределений распределению Фишера.

2. В процедуре тестирования при использовании метода Монте-Карло моделируется фишеровская выборка. Кучность получающихся при этом распределений, особенно при малых объемах коллекций, по чисто статистическим причинам может сильно варьировать. Поэтому использование таких данных (распределений векторов с сильно, хотя и незначимо, отличающимися от реальных кучностей) может, по-видимому, значительно исказить результаты тестирования.

3. При проведении тестирования применяется односторонний критерий (см. например: [Шипунов, 1993]) и нулевая гипотеза (например, нулевая гипотеза о том, что имеющееся распределение векторов доскладчатое) отклоняется, если реальное значение кучности значимо превосходит кучность моделируемых распределений векторов. Такая процедура основана на предположении, что в случае присутствия послескладчатой компоненты намагнитченности, кучность суммарной намагнитченности в географической системе координат увеличивается. Однако могут встречаться случаи, когда кучность послескладчатой компоненты намагнитченности мала, например, при наложении биполярных послескладчатых компонент намагнитченности [Баженов, Шипунов, 1991]. Поэтому следует использовать двухсторонний критерий и отклонять нулевую гипотезу при попадании выборочного значения критериальной статистики (в

данном случае кучности) либо в левую, либо в правую критические области, т.е. при величинах кучности, значимо больших или меньших возможных критических значений, определяемых при условии выполнения нулевой гипотезы.

4. Вероятно, самый серьезный недостаток модификации теста складки **NFT** — использование для анализа (т.е. для тестирования) вместо всего имеющегося распределения векторов только одного его параметра — кучности. Использование в [Шипунов, 1995а] кучности связано отчасти с иллюстративной целью — продемонстрировать возможность корректно использовать этот параметр (сравни с некорректной модификацией теста складки тестом выравнивания).

Устранение рассмотренных недостатков модификации теста **NFT** дает возможность создать новую, более мощную модификацию теста складки **MFT** (Modern Fold Test).

3. Разработка улучшенной модификации

В основу **MFT** положены те же теоретические предпосылки, что и в модификации **NFT** (см. формулы (1–3)). Рассмотрим модернизации в той же последовательности, в которой выше были перечислены недостатки теста **NFT**.

1. Предлагается отойти от моделирования фишеровских выборок. Несмотря на это, полученный тест также будет использовать метод Монте-Карло и метод тестирования Барнарда. При этом случайные выборки, используемые для анализа, создаются случайной выборкой из имеющихся распределений с использованием перестановок [Tauxe, Watson, 1994]. Полученные таким образом выборки (алгоритм Select в [Гудман, Хидетниemi, 1981]) являются несмещенными. При количестве векторов в тестируемой палеомагнитной коллекции большем 5, число возможных перестановок превосходит 120, быстро увеличиваясь при росте объема коллекции (число перестановок равно $N!$, где N — объем коллекции). Такое количество моделируемых выборок, как показывает опыт работы с **NFT**, является достаточным.

Возможность использования для тестирования случайных выборок из имеющегося распределения векторов с использованием перестановок основана на следующем. Исходя из нулевой гипотезы H_0 (здесь и далее подразумевается присутствие только докладчатой намагнитченности, т.е. рассматривается только половина процедуры тестирования), утверждается, что в стратиграфической системе координат, когда вся коллекция имела одинаковые элементы залегания, намагнитченность сформировалась в геомагнитном поле одного направления, т.е. ориентирована вдоль геомагнитного поля с некоторым случайным разбросом для каждого образца. Тогда не будет ошибкой, если случайным образом переставить направления намагнитченности между образцами коллекций в стратиграфической системе координат. Тем самым как бы проводится моделирование новой коллекции по методу Монте-Карло, но в то же время не предполагается соответствия

распределению Фишера [Fisher, 1953]. Это положение в некоторой степени аналогично предположению, лежащему в основе тестов CFT и NFT. Так как распределение доскладчатой намагниченности никак не связано с последующим складкообразованием, то не должно быть зависимости между векторами намагниченности в древней системе координат и нормальными к пластам. Следовательно, возможно моделировать выборки векторов или создавать случайные несмещенные выборки перестановкой из реальной совокупности векторов.

2. Рассмотренная в предыдущем пункте модернизация автоматически устраняет и второй недостаток (см. выше), связанный с моделированием именно фишеровских распределений векторов.

3. Используется двухсторонний критерий. Подробности применения статистических критериев в палеомагнитологии см., например: [Шипунов, 1993].

4. Для оценки соответствия различных распределений векторов распределению с известным средним направлением в качестве критериальной статистики используется параметр ρ , вычисляемый по следующей формуле (см. также одновыборочный критерий: [Mardia, 1972])

$$\rho = 1/N(\sum \cos \varphi), \quad (4)$$

где φ — угол между единичными векторами и средним направлением известного распределения. Предлагаемый параметр учитывает различия как в среднем направлении, так и в кучностях между известным и анализируемым распределениями векторов, поэтому мощность нового теста, по-видимому, должна быть больше, по сравнению с NFT, использующим только параметр кучности. Использование для сравнения распределений векторов одного параметра ρ вместо обычно применяемых по отдельности тестов для радиальной и азимутальной составляющих распределений [Баженов, Рябушкин, 1978; Палеомагнитология, 1982] основано на следующем [Поллард, 1982]. Если к одной выборке применить несколько различных критериев для проверки одной и той же нулевой гипотезы (или сходных) и в каждом случае использовать уровень значимости, равный, к примеру, 5%, то вероятность ошибочного отклонения H_0 хотя бы одним из критериев превзойдет использованный уровень значимости. Кроме того, предлагаемый критерий является непараметрическим и не требует соответствия анализируемого распределения распределению Фишера.

4. Процедура тестирования

Рассмотрим реализацию MFT с использованием персонального компьютера. Для простоты и удобства рассмотрим половину процедуры тестирования, определяемую формулами (1) и (2) в предположении, что выделенная компонента доскладчатая.

Сформулируем проверяемую нулевую гипотезу H_0 : распределение векторов в древней системе координат представляет собой распределение только доскладчатой компоненты намагниченности, т.е. выполняется формула (1). Альтернативная гипотеза H_1 : исследуемые данные не удовлетворяют (1) и могут быть описаны только при наличии добавочного члена формулы (2), связанного с послескладчатым перемagnetиванием.

Алгоритм тестирования.

1. Для изучаемой совокупности векторов намагниченности вычисляется среднее направление в стратиграфической системе координат.

2. M раз (например, $M=1000$) производится случайная выборка с использованием перестановок из имеющегося распределения векторов в стратиграфической системе координат.

2а. Каждый раз, используя имеющиеся элементы залегания пластов, векторы намагниченности пересчитываются в географическую систему координат и вычисляется общее среднее направление для M выборок.

2б. По формуле (4) вычисляется критериальная статистика (параметр ρ) для каждой из M выборок.

3. Полученный массив ρ сортируется по возрастанию.

4. Имеющееся распределение (см. пункт 1) пересчитывается в современную систему координат и вычисляется параметр ρ^* относительно общего среднего направления для M выборок, определенный в п. 2а.

5. Производится сравнение выборочной величины ρ^* с отсортированным списком ρ . Если величина ρ^* не соответствует распределению величины ρ , полученной в предположении истинности нулевой гипотезы, то она отвергается. В противном случае H_0 принимается.

Например, в случае двухстороннего теста соответствие определяется сравнением ρ^* с 0,025 M -ым (ρ_{min}) и 0,975 M -ым (ρ_{max}) значениями в отсортированном массиве ρ . Если $\rho^* < \rho_{min}$ или $\rho^* > \rho_{max}$, то делается вывод о том, что имеющиеся данные не соответствуют нулевой гипотезе и она отвергается на 5 %-ом уровне значимости. Вероятность ошибки этого вывода H_0 составляет, соответственно, 5 %. Такая процедура, называемая проверкой гипотез методом Барнарда [Barnard, 1963; Marriott, 1979; Мэйндоналд, 1988], может применяться в палеомagnetном анализе в случаях, когда нет возможности вычислить либо табулировать распределение критериальных статистик при условии выполнения нулевой гипотезы [Шипунов, 1993].

Аналогично описанному проводится тестирование для нулевой гипотезы $H_0: F_g = \Phi_g$.

В результате последовательного тестирования двух нулевых гипотез — 1) намагниченность представляет собой однокомпонентную доскладчатую компоненту; 2) намагниченность является однокомпонентной послескладчатой компонентой — возможны следующие четыре варианта результатов применения предлагаемого теста складки (см. также примеры применения МFT ниже).

1. Обнаружена только доскладчатая компонента намагниченности (ρ^* соответствует распределению ρ только в географической системе координат).

2. Обнаружена только послескладчатая компонента (ρ^* соответствует распределению ρ только в стратиграфической системе координат).

3. Обнаружены и до-, и послескладчатая компоненты, т.е. анализируемая компонента является суммой до- и послескладчатой компонент намагниченности (ρ^* не соответствует распределению ρ в обеих системах координат). Этот вариант интерпретации возможен в случае присутствия синскладчатой компоненты намагниченности.

4. Не обнаружено ни одной компоненты намагниченности (ρ^* соответствует распределению ρ в обеих системах координат). Последний случай говорит о том, что при данном распределении элементов залегания пород Φ_n и имеющимся объеме N палеомагнитной коллекции тест не может дать определенного вывода.

Одной из особенностей данного теста является его требование к размерам исследуемой коллекции. Так как максимальное количество возможных независимых перестановок векторов совокупности $N!$ (N — число векторов), а нам необходимо обеспечить выбор некоторых случайных перестановок, то для моделирования достаточного количества совокупностей, обеспечивающего корректную реализацию метода Монте-Карло, необходима коллекция не менее, чем из 5 векторов. Это ограничение не столь сильно. Во-первых, корреляционный тест имеет аналогичное ограничение. Во-вторых, для меньших по объему коллекций можно все же использовать моделирование выборок векторов из фишеровского распределения

5. Примеры применения

Рассмотрим применение нового теста складки **MFT** для модельных и реальных палеомагнитных коллекций. Для проверки корректности получающихся результатов моделированием были созданы три выборки векторов (объем каждой выборки составлял 10 векторов) из до-, после- и синскладчатой намагниченностей. Результаты тестирования, демонстрирующие непротиворечивость делаемых выводов, представлены на следующей странице.

На рис. 3.1, на котором в качестве примера представлены распределения векторов модельных коллекций в географической и стратиграфической системах координат, видно изменение кучности в зависимости от времени образования намагниченности. Так, например, для до- и послескладчатой намагниченностей большая сгруппированность векторов наблюдается в древней и современной системах координат соответственно.

Рис. 3.2 демонстрирует распределения критериальной статистики и выборочные ее значения для модельных примеров. Для доскладчатой намагниченности критериальная статистика не соответствует ее распределению при условии выполнения нулевой гипотезы только в древней системе координат, для послескладчатой намагниченности — в современной системе координат, а для синскладчатой — в обеих координатных системах.

Результаты применения новой модификации теста складки для модельных коллекций представлены ниже.

Для анализа чувствительности нового теста и сравнения ее с чувствительностью других корректных модификаций теста складки использованы четыре реальные палеомагнитные коллекции (три из них взяты из [McFadden, 1990], четвертая коллекция из [Алекситин, Шилунов, 1996]). В табл. 3.1 представлены результаты применения различных модификаций теста складки для этих коллекций.

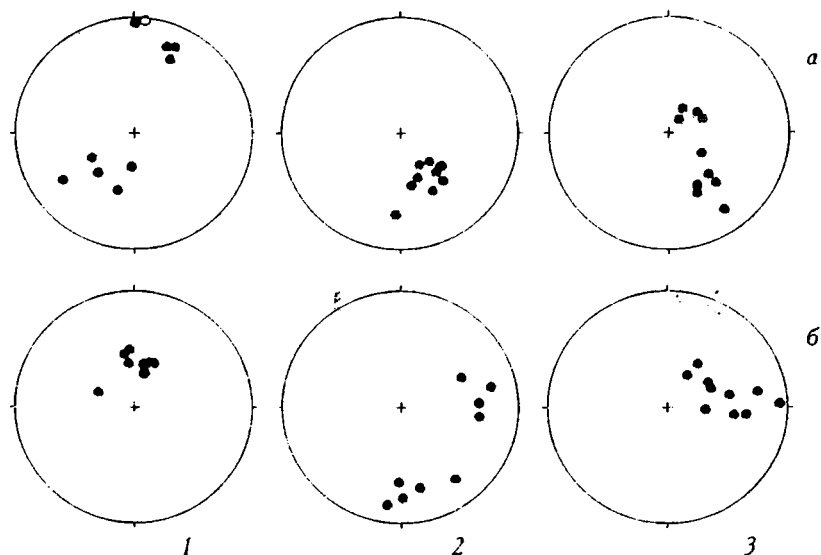


Рис. 3.1. Распределения векторов для модельных примеров в географической (а) и стратиграфической (б) системах координат
1, 2 и 3 — доскладчатая, послескладчатая и синискладчатая намагнитченности, соответственно

Отметим следующие моменты. Для коллекций 1 и 3 все модификации теста складки дают одинаковый результат: намагнитченность коллекции 1 — доскладчатая, намагнитченность коллекции 3 является суммой до- и послескладчатой компонент (либо синискладчатая). Результат тестирования новым тестом палеомагнитных данных коллекции 4: анализируемая намагнитченность — является суммой двух компонент (до- и послескладчатой); предыдущие модификации теста складки не дали определенного вывода (разброс элементов залегания пластов оказался недостаточным). Намагнитченность коллекции 2 предыдущими модификациями теста складки была признана послескладчатой. Использование новой модификации МГТ дало возможность дополнительно обнаружить также и доскладчатую компоненту. Последний вывод можно пояснить следующим высказыванием. Если бы намагнитченность этой

коллекции являлась только послескладчатой, то распределение векторов в стратиграфической системе координат было бы другим и определялось только распределением послескладчатой намагниченности и распределением нормалей к пластам; на самом деле в формуле (3) присутствует дополнительный член, связанный с доскладчатой намагниченностью.

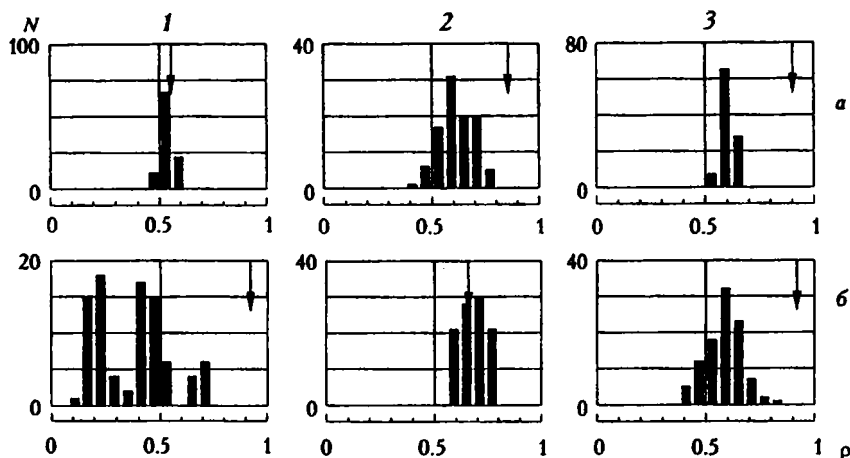


Рис. 3.2. Соотношение моделируемых (гистограммы) и выборочных (стрелки) критерияльных статистик ρ для модельных примеров в географической (а) и стратиграфической (б) системах координат

1, 2 и 3 — доскладчатая и послескладчатая намагниченности, являющаяся суммой двух компонент, соответственно

Таблица 3.1. Результаты тестирования реальных палеомагнитных коллекций различными модификациями теста складки

Номер коллекции	CFT (McF)	CFT (B&S)	NFT	MFT
1	s	s	s	s
2	g	g	g	s+g
3	s+g	s+g	s+g	s+g
4	тест не применялся	?	?	s+g

Примечание. Названия модификаций теста складки: CFT (McF) — корреляционный тест [McFadden, 1990]; CFT (B&S) — корреляционный тест складки [Bazhenov, Shipunov, 1991]; NFT — модификация теста складки [Шипунов, 1995а]; MFT — предлагаемая модификация. Результаты тестирования: s — намагниченность доскладчатая, g — намагниченность послескладчатая, s+g — намагниченность, являющаяся суммой до- и послескладчатой компонент, ? — результат тестирования неопределен (подробности в тексте)

6. Выводы

- Предложенная новая модификация теста складки **MFT** является развитием модификации **NFT** и использует анализ распределений векторов намагниченности в стратиграфической и географической системах координат.
- Новая модификация лишена всех замеченных недостатков предыдущих вариантов теста и, как показано на реальных палеомагнитных коллекциях, по чувствительности превосходит их.
- Используемая процедура тестирования (численное моделирование методом Монте-Карло и метод проверки гипотез Барнарда) является перспективным инструментом в анализе палеомагнитных данных и может служить хорошей основой для разработки новых методов палеомагнитного анализа.

РАСПРЯМЛЕНИЕ СКАДКИ: ОЦЕНКА ВОЗРАСТА НАМАГНИЧЕННОСТИ

1. Введение

Используемые в палеомагнитологии различные модификации тестов решают вопрос о времени возникновения компонент намагниченности и датируют их, например, относительно времени складкообразования. Недавно палеомагнитологи стали обращать все большее внимание и анализировать так называемую синскладчатую намагниченность, т.е. намагниченность, образовавшуюся на некоторой промежуточной стадии деформации пластов (см., например: [McClelland Brown, 1983; Miller, Kent, 1986; Watson, Enkin, 1993; Tauxe, Watson, 1994]). При этом до- и послескладчатую компоненты намагниченности тогда можно рассматривать как частный случай синскладчатой намагниченности, образовавшейся на крайних стадиях деформации. Обычно применяемый способ для оценки направления синскладчатой намагниченности для выделенных при компонентном анализе компонент состоит в пропорциональном распрямлении складки и определении стадии распрямления, на которой достигается, например, максимальная кучность (K) векторов намагниченности. Иногда вместо кучности предлагается рассматривать другие параметры, например, коэффициент корреляции (r_S) между направлениями векторов намагниченности и элементами залегания пластов (критериальная статистика в корреляционном тесте складки [Bazhenov, Shipunov, 1991]), а в случае биполярной намагниченности — максимальное собственное значение (τ) распределения палеомагнитных векторов [Tauxe, Watson, 1994].

При проведении пропорционального распрямления предполагается, что все элементы деформационной структуры, например, крылья складки, находились в момент перемагничивания на одной и той же стадии деформации, выражающейся в процентах к современным углам падения пластов. Очевидно, что это предположение выполняется далеко не всегда и в момент приобретения синскладчатой намагниченности крылья складки могут быть затронуты деформацией в разной степени (см., например: [Николя, 1992]). В общем случае это предположение верно только для случая до- и послескладчатой намагниченности, поэтому оценки направления синскладчатой намагниченности, полученные с помощью пропорционального распрямления крыльев складки, в общем случае некорректны.

В статье [Шипунов, 1995б] способ пропорционального распрямления складки был подвергнут критике и использован метод выделения и тестирования синскладчатой намагниченности, основанный на пересечении малых кругов, которые образуются траекторией движения векторов намагниченности при вращении пластов горных пород [Kirschvink, 1985], и

корреляционном тесте складки [Bazhenov, Shipunov, 1991]. Тестирование синскладчатой намагниченности позволяло в ряде случаев отличить ее от суммы двух компонент (до- и послескладчатой). В этой же работе [Шипунов, 1995б] продемонстрирована возможность тектонической интерпретации числового параметра — "степени деформации" (f), — характеризующего величину прошедшей складчатости (в процентах к современным углам падения пластов) к моменту возникновения синскладчатой намагниченности как последовательности складкообразования в пространстве. Предложенная интерпретация использована для временного анализа формирования различных фаз складчатости для рифейских отложений катавской свиты Южного Урала [Шипунов, 1991].

Следует отметить, что параметр f , являющийся дополнением степени распрямления крыльев складки, напрямую связан с тектоническим формированием складчатых структур, тогда как степень распрямления возникает лишь при проведении чисто палеомагнитных операций.

Ниже предлагается альтернативный способ, предназначенный для определения вероятного направления намагниченности (доскладчатой, синскладчатой или послескладчатой) и степени деформации пластов в момент ее возникновения. Предлагаемый подход, который может быть назван *непропорциональным* распрямлением складки, позволяет различать до-, син- и послескладчатую компоненты намагниченности.

Заметим, что использование любого из способов выделения синскладчатой намагниченности предполагает кратковременность процесса ее приобретения по сравнению с продолжительностью складкообразования.

2. Постановка задачи

Согласно одному из предположений, лежащих в основе теста складки (см., например: [Палеомагнитология, 1982]), считается, что крылья складки образованы посредством вращений относительно горизонтальных осей. Поэтому естественно искать истинное направление возможно существующей синскладчатой намагниченности где-то в области пересечения малых кругов. Иными словами, искомое решение должно быть близко к имеющимся малым кругам, описывающим траектории векторов намагниченности при распрямлении каждого изучаемого пласта. В статье [Шипунов, 1995б] оценка направления синскладчатой намагниченности производилась минимизацией невязки, определяемой суммой квадратов расстояний от искомого направления до каждого малого круга.

Можно выбрать и другие величины, характеризующие сходимость малых кругов к искомому решению. Возможными оценками сходимости могут быть, например, следующие статистические параметры (в скобках указан уровень их применения).

1. Кучность (κ) расположения наиболее близких к решению точек на малых кругах (на уровне пластов и разрезов).

2. Статистика F , используемая при проведении модификации теста складки, сравнивающей средние направления намагниченности для разрезов (на уровне разрезов) [McFadden, Jones, 1981].

3. Коэффициент корреляции (r_s) в одной из модификаций корреляционного теста складки (на уровне пластов и разрезов) [Bazhenov, Shipunov, 1991].

4. Максимальное собственное значение распределения векторов намагниченности (τ) (на уровне пластов и разрезов) [Tauche, Watson, 1994].

Заметим, что только последние три параметра дают возможность применить тест складки.

Таким образом, используя непропорциональное распрямление складки, т.е. задавая различные углы наклона крыльев складки или каждого отдельного пласта, можно подобрать такие значения углов, которые в некотором смысле удовлетворяют исследователя. Выбрав экстремальные величины используемых статистических параметров (например, максимальные — для K и τ и минимальные — для F и r_s) можно получить точечную оценку для направления синскладчатой намагниченности. Если же использовать только те значения этих параметров, которые удовлетворяют сформулированным при тестировании нулевым гипотезам, то в результате будет получена область возможного нахождения решения.

Использование такого подхода сводит проблему оценки направления синскладчатой намагниченности к задаче нахождения экстремума некоторой функции, которую можно решать как на уровне разрезов (крыльев складки), так и на уровне отдельных пластов. В последнем случае количество подбираемых параметров (углы наклона каждого пласта в момент образования синскладчатой намагниченности) значительно больше и сложность задачи значительно возрастет (см., например: [Васильев, 1980; Шуп, 1982; Банди, 1988]). В результате будут получены направление намагниченности (точечная оценка), область, возможно содержащая это направление (интервальная оценка), и степень деформации каждого пласта (каждого крыла складки) в момент образования намагниченности. Если область возможного нахождения решения включает крайние положения крыльев складки, например степень деформации $f = 0$ или $f = 100\%$, то это означает, что анализируемая намагниченность образовалась, соответственно, либо до, либо после складкообразования. Промежуточное расположение облака решений может интерпретироваться как синскладчатая намагниченность.

Непропорциональное распрямление складки можно выполнять, приводя пласты в горизонтальное положение (изменение степени деформации f от 0 до 100 %), а также используя величины степени деформации от -50 до 150 %). В последнем случае учитывается, например, возможная первоначальная негоризонтальность пластов [Watson, Enkin, 1993; Tauche, Watson, 1994].

Дальнейшее изложение будет соответствовать случаю разрезов, более удобному для иллюстрации.

3. Примеры применения

На рис. 4.1 представлены области возможных решений для модельных коллекций с до-, син- и послескладчатой намагниченностями, удовлетворяющие нулевой гипотезе: средние направления для двух крыльев складки различаются незначимо [McFadden, Jones, 1981]. Поиск производился изменением степени деформации пластов f от 0 до 100% с шагом 5%.

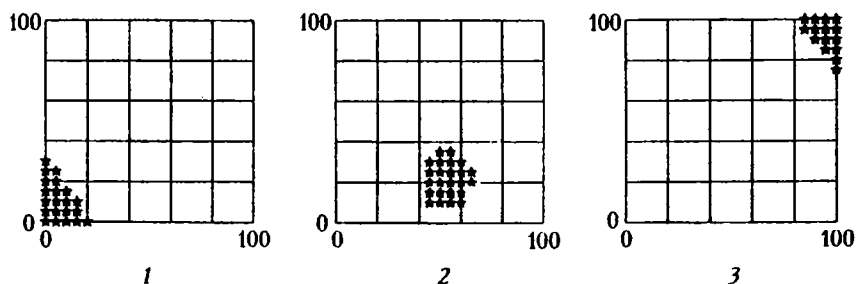


Рис. 4.1. Пример непропорционального расширения складки для до-, син- и послескладчатой намагниченностей (1, 2 и 3, соответственно).

По осям диаграмм представлены степени деформации каждого крыла складки (в %) по отношению к современным углам падения. Звездочками выделена область возможных значений степени деформации крыльев складки

В первом и последнем случае область возможных решений содержит точки, степень деформации которых составляет 0 и 100 %, соответственно; это может интерпретироваться как наличие до- и послескладчатой намагниченностей, соответственно, что и задавалось при моделировании. Во втором случае область возможных значений f для крыльев складки в момент образования синскладчатой намагниченности включает задаваемые при моделировании значения (60 и 30 %). Соответствующие направления намагниченности также достаточно хорошо согласуются с моделируемыми параметрами распределений (табл. 4.1).

Таблица 4.1. Средние направления намагниченности для модельных примеров

Намагниченность	Модельные значения		Выборочные значения		F_{min}		K_{max}	
	D	I	D	I	D	I	D	I
доскладчатая	10	60	7	48	2	51	3	51
синскладчатая	150	60	121	42	149	56	148	58
послескладчатая	90	60	83	48	86	57	86	58

Примечание. В колонках представлены средние направления намагниченности, задаваемые при моделировании (колонка "Модельные значения"), вычисленные по смоделированным выборкам (колонка "Выборочные значения") и точечные оценки направления намагниченности для экстремальных значений статистических параметров F_{min} и K_{max} (колонки F_{min} и K_{max} , соответственно)

На модельных коллекциях получены результаты, не противоречащие вложенным в модель данным, т.е. продемонстрирована работоспособность предлагаемого метода. В качестве реального примера применения непропорционального распрямления складки выбраны данные из [Miller, Kent, 1986], во-первых, уже использованные при анализе синискладчатой намагнитченности с помощью пересечения малых кругов [Шипунов, 1995б], во-вторых, дающие не совсем согласующиеся результаты, которые позволяют оценить возникающие при интерпретации реальных данных трудности.

Таблица 4.2. Палеомагнитные данные для примера синискладчатой намагнитченности

Объект	A	B	D_s	I_s	D_g	I_g	f , %
K	168	36	167.2	-7.2	167.3	28.8	3
L	164	35	169.4	-15.2	169.5	19.5	23
O-P	156	18	172.3	-9.1	172.2	8.2	11
Q	155	24	167.1	-15.7	166.8	7.9	33
R	164	53	172.6	-11.5	175.4	40.8	8
S	153	17	166.2	-0.9	166.7	15.8	6
M	346	40	153.3	7.1	151.1	-31.9	43
N	347	40	163.0	10.6	162.4	-29.5	50
T	349	41	170.5	10.2	170.7	-30.8	49

Примечание. A , B — азимут (A) и угол (B) падения пластов. D , I — склонение (D) и наклонение (I) намагнитченности. Системы координат: s — стратиграфическая, g — географическая. f — степень деформации

Табл. 4.2 содержит направления векторов намагнитченности в стратиграфической и географической системах координат, азимуты и углы падения пластов, а также значения степени деформации пластов, полученные с помощью пересечения малых кругов. Анализируемая структура представляет собой два крыла складки. Азимуты падения пластов и склонения векторов намагнитченности приблизительно совпадают, поэтому малые круги, образуемые векторами намагнитченности при распрямлении складки, приблизительно параллельны и изменению подвергаются в основном только наклонения векторов намагнитченности.

Эти причины обуславливают широкий спектр значений f , при которых удовлетворяется нулевая гипотеза: средние векторы намагнитченности статистически совпадают (рис. 4.2).

Полученная область значений f включает средние для крыльев складки величины этого параметра, оцененного с помощью пересечения малых кругов [Шипунов, 1995б].

На рис. 4.3 представлены зависимости наклонения намагнитченности от углов падения пластов для намагнитченности в стратиграфической и географической системах координат, а также для распределения синискладчатой намагнитченности, выделенной с помощью пересечения малых

кругов. Наличие значимой корреляции только в стратиграфической и географической координатных системах позволяет говорить о синскладчатости намагниченности.

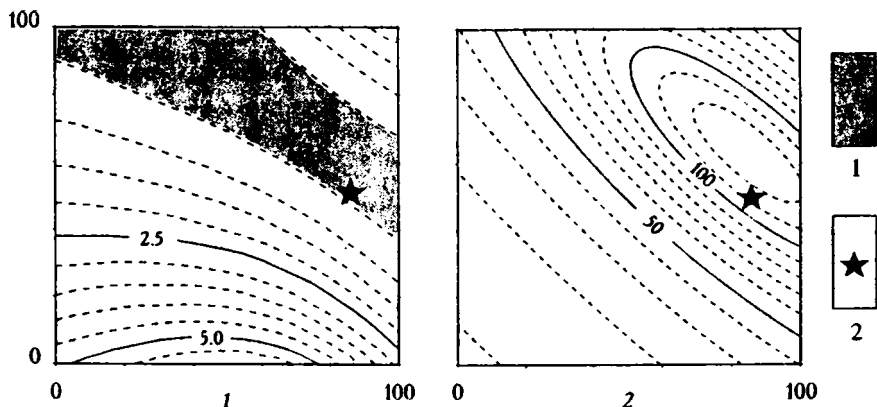


Рис. 4.2. Пример непропорционального распрямления складки для реальных данных

Изолинии критериальной статистики при сравнении средних направлений для крыльев складки (1) и кучности (2) при различных величинах степени распрямления крыльев. 1 — область незначимых значений критериальной статистики (область нахождения возможного решения); 2 — точечная оценка средних значений степени деформации, полученных методом пересечения малых кругов [Шипунов, 1995б]

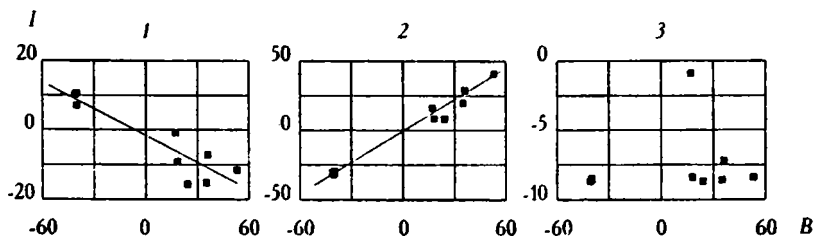


Рис. 4.3. Зависимость наклона намагниченности (I) в стратиграфической (1), географической (2) и синскладчатой (3) системах координат от углов падения пластов (B)

4. Заключительные замечания

1. В настоящее время существует несколько различающихся подходов к проведению теста складки (к определению времени образования той или иной компоненты намагниченности). В первом общепринятом подходе рассматривается некоторая нулевая гипотеза; совокупность палеомагнитных данных тестируется, и в результате нулевая гипотеза либо принимается, либо отвергается. Вторым подход [Watson, Elkin, 1993] рассматривает тест складки как проблему оценки параметра (например, степени деформации), для которой удовлетворяется нулевая гипотеза. В последнем случае, если степень деформации, определяемая пропорциональным распрямлением

складки, составляет 0 или 100 %, то намагниченность считается до- и послескладчатой, соответственно. При промежуточных значениях этого параметра намагниченность полагается синскладчатой. Однако, так как этот подход напрямую связан с пропорциональным распрямлением складки, то делающиеся на его основе выводы неправомерны для всех стадий распрямления, кроме крайних точек (0 и 100 %), в которых он не отличается от модификации теста складки NFT и, следовательно, имеет те же недостатки (см. главу 3).

Возможен также подход, который может быть назван многогипотезным тестированием; к нему можно отнести предлагаемый в этой главе метод. При его выполнении все пространство возможных значений степени деформации для каждой точки (для учета возможной первичной негоризонтальности пластов значения f задаются в интервале от -50 до 150 % от современных углов падения) полагается содержащим искомое решение с вероятностью 100% (предположение полноты пространства событий). Такое предположение следует из формулировки исследуемой при тестировании модели (так же как в обычном тесте складки [Баженов, Шипунов, 1988]): изучаемая намагниченность однокомпонентна и образовалась на некоторой стадии деформации пород в однородном по направлению геомагнитном поле. Проводится тестирование нулевой гипотезы во всех точках этого пространства и в результате оно разбивается на два подмножества. Первое подмножество (в точках этого подмножества нулевая гипотеза отвергается) не содержит искомое решение. Вероятность этого вывода составляет 95% или, иными словами, ошибочность вывода и, следовательно, вероятность того, что это подмножество содержит искомое решение, составляет 5%. В каждой точке второго подмножества нулевая гипотеза принимается, но вероятность такого вывода при тестировании в каждой точке не определена (подробности о тестировании в палеомагнетизме см., например: [Шипунов, 1993]). В силу предположения полноты пространства событий, вероятность того, что это подмножество содержит искомое решение, составляет соответственно 95%.

2. В предположении однокомпонентности намагниченности во времени ищется область значений степени деформации каждого пласта или крыла складки (f_i), для которой удовлетворяется нулевая гипотеза. Таким образом предполагается, что для совокупности векторов намагниченности в данной системе координат выполняются интуитивные требования палеомагнетизма, и полученная область значений f_i и соответствующих направлений намагниченности являются областью искомого решения. Отметим, что направления намагниченности для каждого пласта или крыла складки при этом могут быть определены в различных палеомагнитных системах координат, т.е. при различной степени распрямления.

Среднее направление векторов намагниченности для этой области, либо направление, соответствующее экстремуму используемого статистического параметра, являются точечными оценками искомого направления намагниченности. Максимальный радиус области нахождения

возможных направлений намагниченности является оценкой точности среднего направления и может интерпретироваться как α_{95} .

Другой способ оценки доверительного интервала для направления синскладчатой намагниченности, полученного с помощью пересечения малых кругов, см. в главе 5.

3. Поиск максимума кучности и поиск пересечения малых кругов путем минимизации суммы квадратов расстояний от искомой точки до каждого малого круга в математическом смысле эквивалентно. Для доказательства синскладчатости выделенных с помощью этих способов компонент намагниченности необходимо выполнение теста, подобного тесту синскладчатости [Шипунов, 1995б]. В отличие от этого при работе с другими возможными параметрами, характеризующими сходимость полученных решений к малым кругам (см. раздел 2 этой главы), тестирование производится в ходе поиска области возможных решений, что не требует отдельного применения тестирующих процедур.

4. Понятно, что в реальности абсолютно моноклинальных структур не бывает. Вариации залеганий пластов в пределах одной моноклинали могут иметь разную природу и могут носить как случайный характер (ошибки измерений при отборе или случайные флуктуации в залеганиях), так и отражать реальные геологические процессы. Пласты горных пород могут приобретать неоднородности в залеганиях уже в процессе своего образования, претерпевая мелкие деформации до начала процесса основного складкообразования, а также могут быть вторичными по отношению к формированию основных структур. Таким образом, в одной деформационной структуре могут быть представлены деформации нескольких порядков [Николя, 1992].

Осредняя залегания для каждого крыла складки, предполагается аппроксимация довольно сложной поверхности плоскостью. В связи с этим ясно, что процедуру распрямления складки можно проводить следующими тремя различными способами.

♦ Распрямление производится с использованием элементов залегания каждого пласта, измеренных в точках отбора палеомагнитных образцов. В результате такого распрямления крылья складки будут представлять горизонтальные плоскости. При этом предполагается, что все деформации происходили одновременно по отношению к времени образования намагниченности.

♦ Распрямление проводится с использованием средних значений элементов залегания для каждого крыла складки. В этом случае результат распрямления — приблизительно горизонтальные крылья складки с вариациями элементов залегания, обусловленными деформациями второго порядка. Здесь предполагается, что сначала образовались деформации второго порядка, затем намагниченность и только после этого — основная складчатость.

♦ В случае изменения предполагаемой в предыдущем пункте последовательности событий на обратный можно распрямлять сначала мелкие деформации, а затем сами крылья складки.

Таким образом, использование разных процедур распрямления складки может дать дополнительную информацию о времени образования намагниченности по отношению к времени деформаций различного порядка. При этом сведения об относительном возрасте деформаций различных порядков, позволяющие более точно датировать изучаемые компоненты намагниченности, вероятно, могут быть получены в результате детальных полевых структурных исследований на палеомагнитных объектах.

5. Выводы

- Предложен способ непропорционального распрямления складчатых структур с целью определения точечных и интервальных оценок направления анализируемых компонент намагниченности.
- Определение степени деформации пластов или крыльев складки в момент возникновения намагниченности позволяет установить возраст намагниченности по отношению к времени складкообразования.
- Обсуждаются возможности предложенного способа для оценки возраста намагниченности по отношению к складчатости различных порядков.

ДОВЕРИТЕЛЬНАЯ ОБЛАСТЬ ДЛЯ ПЕРЕСЕЧЕНИЯ МАЛЫХ КРУГОВ

1. Введение

Из содержания предыдущей главы, в которой рассмотрен вопрос о времени возникновения компонент намагниченности, и в том числе синскладчатой намагниченности, можно увидеть, что направление синскладчатой компоненты намагниченности, анализу которой в последнее десятилетие посвящено много работ, может быть оценено двумя корректными способами: пересечением малых кругов [Kirschvink, 1985; Шипунов, 19956] и с помощью непропорционального распрямления складки (см. главу 4).

Ниже в этой главе предлагается простой способ оценки точности (доверительной области) для "точки пересечения" малых кругов. Заметим, что все рассматриваемые здесь малые круги образованы при пересчете палеомагнитных векторов между различными системами координат и, следовательно, нормали к этим кругам всегда горизонтальны.

2. Постановка задачи

Пусть имеется m разрезов с различающимися элементами залегания пластов, для которых тем или иным способом получены направления анализируемых компонент намагниченности в стратиграфической и географической системах координат. Пусть $D_s, I_s, \kappa_s, \alpha_{95s}$ и $D_g, I_g, \kappa_g, \alpha_{95g}$ — средние направления векторов, кучности и радиусы круга доверия для каждого из m разрезов в соответствующей системе координат.

Для нахождения наилучшего пересечения малых кругов используются средние направления векторов намагниченности для разрезов [Шипунов, 19956]. Для определения доверительной области для этого пересечения будем также использовать соответствующие α_{95} .

Моделируя много раз векторы намагниченности для каждого из разрезов, например из распределения Фишера с параметрами $\Phi(D_s, I_s, \kappa_s)$ и $\Phi(D_g, I_g, \kappa_g)$ и выбирая только те векторы, которые попадают в соответствующий круг доверия, каждый раз выполняем с ними процедуру поиска пересечения малых кругов [Шипунов, 19956]. Таким образом получим облако возможных решений при выполнении условия, что все исходные векторы намагниченности принадлежат доверительным областям

для имеющихся средних направлений намагниченности. Заметим, что можно для той же цели моделировать и другие распределения векторов, например, равномерное распределение в круге доверия, так как важно определить лишь границу доверительной области.

Проиллюстрируем справедливость такого подхода на следующем примере. Пусть по имеющемуся среднему направлению намагниченности (D , I), кучности k и радиусу круга доверия α_{95} необходимо определить координаты палеомагнитного полюса и его овал доверия. Координаты полюса и овал доверия обычно вычисляются по хорошо известным формулам (см., например: [Палеомагнитология, 1982]).

Для определения овала доверия также можно использовать метод Монте-Карло. Достаточно много раз смоделировать вектор из распределения $\Phi(D, I, k)$, попадающий в круг доверия (угловое расстояние от которого до используемого при моделировании генерального среднего не больше α_{95}), и вычислить для него координаты полюса. Проведя подобную процедуру много раз, получим область возможных решений, которая с вероятностью 95% содержит истинные координаты палеомагнитного полюса. Для получения стандартных характеристик этой области (радиусов овала доверия Θ_1 и Θ_2) можно аппроксимировать полученную область неосесимметричным распределением, т.е. решить задачу на собственные векторы (см., например: [Шипунов, 1993]) и оценить максимальные отклонения координат палеомагнитного полюса от собственного вектора T_1 , определяющего среднее положение полюса, по направлению к векторам T_2 и T_3 (подробнее см. в следующем разделе). Эти максимальные значения при достаточно большом объеме моделирования являются оценками Θ_1 и Θ_2 .

Аналогичные операции проводятся при определении области доверия и соответствующих радиусов для пересечения малых кругов.

3. Процедура оценки доверительной области

Имеются $(D, I, k, \alpha_{95})_j$, где $l = 1, \dots, m$ (m — количество разрезов), а j — индекс, определяющий систему координат (j может быть либо s , либо g).

1. Моделируются направления $(d, i)_j$, попадающие в соответствующий круг доверия.

2. Ищется пересечение m малых кругов [Шипунов, 1995б]. Решение $(d, i)_{syn}$ — запоминается.

Шаги 1 и 2 повторяются много раз, например $M = 1000$. В результате получают M векторов $(d, i)_{syn}$, облако расположения которых задает доверительную область для пересечения малых кругов.

3. Определяются три собственных вектора для полученной области точек $(d, i)_{syn}$: T_1, T_2, T_3 , соответствующие трем собственным числам $\tau_1 > \tau_2 > \tau_3$. T_1 является еще одной возможной оценкой направления синскладчатой намагниченности.

4. Определяются проекции векторов $(d, i)_{syn}$ на оси T_2 и T_3 .
Результат — два массива чисел.

5. Определяются максимальные по абсолютной величине значения этих двух массивов проекций. Результат — два числа, являющихся синусами углов, которые определяют максимальный и минимальный радиусы овала доверия для направления пересечения малых кругов.

4. Выводы

- Описан способ, позволяющий дать оценку не только направления синскладчатой намагниченности, но и его области доверия, в которой с вероятностью 95% находится истинное направление.
- Предложенный способ может применяться для палеомагнитных данных, представляющих собой несколько разрезов с различными элементами залегания пластов.

НОВЫЙ ПОДХОД К ПОЛУЧЕНИЮ ПАЛЕОМАГНИТНЫХ ДАННЫХ

1. Введение

Источником палеомагнитных определений обычно служит ряд операций, включающих проведение ступенчатых магнитных чисток и компонентного анализа, определение возраста выделенных компонент намагниченности, оценка точности среднего направления выборки векторов, а значит, и надежности самого палеомагнитного определения (см., например: [Шипунов, 1994]). Наконец, могут быть вычислены координаты палеомагнитного полюса. Полученные таким образом палеомагнитные определения могут использоваться для геологических, в частности тектонических приложений.

Методы компонентного анализа, заключающиеся в выделении компонент в общем случае сложной по составу естественной остаточной намагниченности (**NRM**), составляют основу для получения палеомагнитных данных.

В случае слабо перекрывающихся спектров размагничивания различных компонент **NRM** компонентный анализ сводится к выявлению в трехмерном пространстве прямолинейных отрезков на точках, соответствующих последовательным шагам ступенчатой магнитной чистки [Zijderveld, 1967; Kirschvink, 1980; Kent, Brinen, Mardia, 1983]. При перекрывании спектров размагничивания компонент **NRM** можно выделить плоскости перемагничивания и применить к ним метод пересечения кругов перемагничивания [Храмов, 1958; Halls, 1976; Mardia, 1972; Чини, 1986]. В последнем случае следует оценить также величину возможных систематических ошибок, присущих методу пересечения кругов перемагничивания [Schmidt, 1985; Баженов, Шипунов, 1990]. Возможен также совместный анализ больших кругов и направлений компонент намагниченности [Kirschvink, 1980; Bailey, Halls, 1984; McFadden, McElhinny, 1988].

Датирование выделенных компонент намагниченности производится относительно времени некоторого геологического события (времени складкообразования, перетолжения горных пород в виде конгломератов или внедрения интрузивов). Используемые для этого так называемые полые тесты (тест складок, тест галек и тест контакта, соответственно) обеспечивают временную привязку выделенных компонент намагниченности, что дает возможность характеристики тектонических движений во времени.

Кроме названных полевых тестов, существует еще один — тест обращения, позволяющий, в случае присутствия направлений намагниченности разной полярности, установить наличие вторичных перемagnetчиваний.

Довольно часто, при значительных перекрытиях спектров размагничивания, используемые известные процедуры компонентного анализа не дают возможности разделить разновозрастные компоненты намагниченности. Кроме того, для уже выделенных компонент намагниченности с помощью полевых тестов не всегда удается показать однокомпонентность намагниченности (например, доскладчатость, либо послескладчатость в случае применения теста складки, или вторичное подмагничивание при применении тестов галек и обращения). Такие компоненты обычно интерпретируются как являющиеся суммой до- и послескладчатых компонент. Получаемые при этом направления не отражают направление реального геомагнитного поля, и если к данным невозможно применить метод пересечения кругов перемagnetчивания, то они бракуются и не используются для тектонической интерпретации. Такие случаи часты. Это значительно уменьшает количество используемых в тектонике палеомагнитных данных.

Строго говоря, любые выделенные при компонентном анализе направления намагниченности должны содержать, за редким исключением при однокомпонентности исходной намагниченности, сумму разновозрастных компонент намагниченности. В то же время, постоянное развитие полевых тестов (в частности, теста складки и теста галек) приводит к возрастанию их чувствительности к наличию различных компонент намагниченности. Это еще больше усугубляет ситуацию — все большее число палеомагнитных данных будет забраковано.

Поэтому, в силу вышесказанного, видимо назрела необходимость другого подхода к получению палеомагнитных данных. Цель этой главы представить и обсудить некоторые возможности использования "некачественных" и оценки достоверности "качественных" палеомагнитных данных в тектонике.

2. Постановка задачи

В результате лабораторных палеомагнитных исследований, заключающихся в проведении магнитных чисток образцов палеомагнитной коллекции, получают данные, содержащие палеомагнитную информацию о всей геомагнитной истории существования изучаемого геологического объекта. Например, в сложной многокомпонентной **NRM** может быть представлена информация как о первичной намагниченности, соответствующей времени образования горной породы, так и о последующих вторично наложенных компонентах.

Результатом проведения любого палеомагнитного теста является принятие или отклонение исходных данных для последующей их интерпретации. Однако, как и всякое тестирование в математической статистике, имеется известный произвол в выборе используемого уровня значимости (см., например: [Браунли, 1977]). Более того, любые палеомагнитные данные могут быть приняты или отвергнуты, например, тестом складки, в зависимости от величины используемого уровня значимости. Иными словами, может быть подобран такой уровень значимости, что результат проводимого тестирования может быть как положительным, так и отрицательным.

При тектонической интерпретации палеомагнитных определений важным являются точечные оценки средних палеомагнитных направлений и возможных угловых ошибок, поэтому представляются существенными определение средних направлений для анализируемых компонент намагниченности и оценка "области доверия" как для данных, пропущенных палеомагнитными тестами, так и для отвергнутых ими.

Если результаты применения полевых тестов привели к отбраковке изучаемой палеомагнитной коллекции, то это лишь означает, что интересующую информацию выделить не удалось. Все же, вероятно, можно попытаться использовать полученные палеомагнитные характеристики, в частности результаты полевых тестов, для определения вкладов различных компонент намагниченности (например, в случае теста складки, вклада до- и послескладчатой компонент намагниченности) в суммарную намагниченность, и, следовательно, определить возможное пространственное расположение той либо другой из них. Случай синескладчатой намагниченности (оценка ее направления и тестирование) рассмотрен в главе 4.

Оценить угловую ошибку β в определении направления, например, первичной намагниченности, можно по следующей простой формуле (см. также рис. 6.1):

$$\operatorname{tg} \beta = I \sin \varphi / (1 + I \cos \varphi) . \quad (1)$$

Здесь $I = I_2/I_1$; где I_1, I_2 — величины первичной и вторичной компонент намагниченности, соответственно; φ — угол между ними.

Применение нового подхода должно привести к оценке направлений искоемых компонент намагниченности и определению доверительной области, в которой, с некоторой вероятностью, находится истинное направление.

Продемонстрируем работоспособность такого подхода к результатам применения различных полевых тестов. Для некоторых из них возможность такого подхода уже изучалась (см., например, для теста галек: [Шипунов, 1994a], для теста образования: [McFadden, McElhinny, 1990]).

3. Тест галек

Обычно проверяемая в тесте галек гипотеза [Палеомагнитология, 1982] — кучность векторов намагниченности галек равна нулю. Такая формулировка основана на предположении, что в этом случае влияние вторичных компонент намагниченности, возникающих после переотложения горных пород в виде конгломератов, ничтожно, не искажает направления первичной намагниченности и им можно пренебречь.

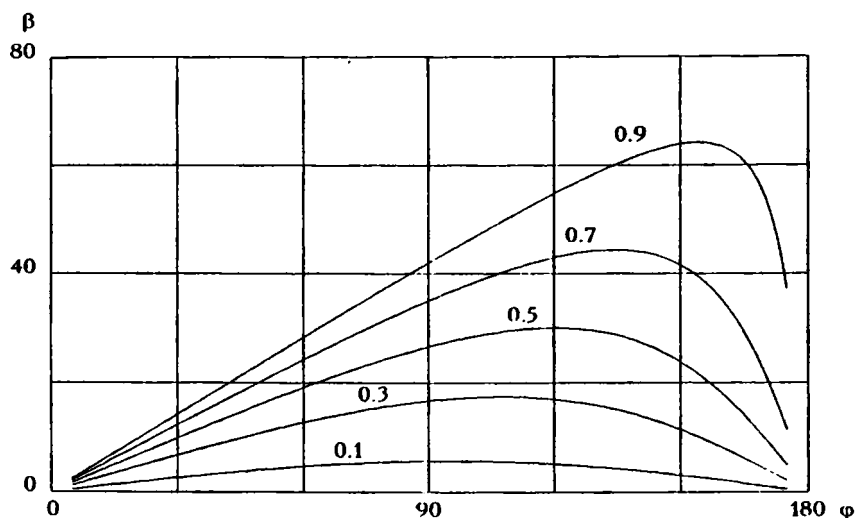


Рис. 6.1. Зависимость угловой ошибки (β) в определении направления первичной намагниченности от отношения величин вторичной и первичной намагниченностей (параметр кривых) и угла (ϕ) между ними

Достаточно давно [Starkey, Palmer, 1970], было показано, что чувствительность теста галек к обнаружению вторичных компонент намагниченности мала. Это приводит к пропуску вторичной компоненты, составляющей по величине до 50 % от величины первичной компоненты, что может приводить к угловым искажениям получаемого направления первичной намагниченности, достигающих 20–30° и более (рис. 6.1).

Применение новой модификации теста галек [Шипунов, 1994а], наоборот, основано на том, что вторичная компонента намагниченности всегда присутствует в изучаемой NRM. При использовании этого теста галек повышенной надежности в результате получают не только вывод о возможности тектонической интерпретации палеомагнитных определений, но и оценивают возможные угловые ошибки, устанавливающие пределы применимости тектонических выводов, и дают вероятностную оценку результата.

Возможно и просто использование получаемого в тесте галек параметра r (нормализованной длины результирующего вектора) для определения надежности палеомагнитного результата.

Рассмотрим пример. Пусть при изучении 10 галек величина r составила 0.3. Такое значение при проведении обычного теста галек является незначимым (критическое значение равно 0.50) и делается вывод о додеформационном времени образования намагниченности. Иными словами, намагниченность в гальках образовалась до переотложения пород в виде конгломератов. При использовании теста галек повышенной надежности задается величина угловой ошибки, которая устраивает исследователя. Выберем величину ошибки 5° . В этом случае допустима величина вторичной компоненты (возможно содержащейся в суммарной намагниченности), не превышающая приблизительно 15 % от величины первичной компоненты в зависимости от угла между направлениями первичной и вторичной компонент (см. формулу (6.1) и рис. 6.1). Тогда величина критического значения для r составляет 0.20 [Шипунов, 1994а]; вычисленная величина критериальной статистики значима и, следовательно, может быть сделан вывод о том, что исследуемая намагниченность содержит вторичную компоненту, величина которой составляет более 15 % по отношению к величине первичной компоненты. Таким образом, с желаемой точностью данный результат не может быть использован при интерпретации. Этот вывод расходится с выводом, сделанным при применении обычной модификации теста галек.

Использование нового подхода на основании проведенного в [Шипунов, 1993; Шипунов, 1994а] моделирования (о моделировании равномерного распределения векторов на сфере см., например: [Соболев, 1978]) позволяет утверждать, что возможно содержащаяся в изучаемой намагниченности вторичная компонента не может составлять более 50 % по сравнению с величиной первичной компоненты. Следовательно, величина угловой ошибки может достигать 30° в зависимости от угла между направлениями первичной и вторичной компонентами намагниченности. Если из каких-либо данных приблизительно известны эти углы (например, известно, что от времени образования изучаемых горных пород до времени их переотложения в виде конгломератов направление геомагнитного поля изменилось не более, чем на 30° , оставаясь одной полярности), то возможная угловая ошибка в определении направления первичной намагниченности не превышает 10° . Такая величина ошибки достаточно разумна, и палеомагнитное определение, полученное на коренных породах идентичного галькам состава, может использоваться для тектонической интерпретации. Величина возможной угловой ошибки должна учитываться при оценке разрешающей способности палеомагнитного метода [Баженов, 1988].

4. Тест обращения

При проведении теста обращения обычно устанавливают значимость отклонения разнополярных векторов намагниченности от антипараллельности [Палеомагнитология, 1982]. Тест обращения позволяет довольно строго определить присутствие вторичных компонент намагниченности. Необходимым условием для применимости этого теста является наличие двух разнополярных компонент намагниченности. В случае отсутствия вторичных компонент намагниченности средние направления разнополярных компонент должны приблизительно различаться на 180° (тест положителен). При наличии вторичной компоненты одной полярности угол между средними направлениями суммарных разнополярных компонент намагниченности будут составлять угол значительно меньший 180° (тест отрицателен).

При положительном результате тестирования оценка истинного направления может быть получена двумя способами: 1) применением метода обращения — при этом векторы намагниченности одной из полярностей меняются на обратные к ним и вычисляется общее среднее направление для всей совокупности векторов (на уровне образцов); 2) вычислением направления главной оси имеющегося распределения векторов намагниченности, соответствующей максимальному собственному значению (см. пример 3 в главе 1 и [Шипунова, 1993]).

В случае отрицательного результата применения теста обращения может быть использован метод обращения; получаемый при этом результат практически всегда будет смещен относительно истинного направления геомагнитного поля. В некоторых ситуациях возможно учесть возникающие ошибки (например, методом смещения [Палеомагнитология, 1982]).

Пусть, например, угол между разнополярными компонентами намагниченности составляет 160° и объем коллекции и величины кучности палеомагнитных векторов позволяют установить, что такое значение угла значительно отличается от 180° (рис. 6.2). Делаясь вывод — палеомагнитная коллекция содержит вторичную компоненту и имеющиеся данные не могут быть использованы для тектонической интерпретации.

Однако ясно, что при обращении векторов намагниченности одной из полярностей (J_2) вычисленное направление для суммарной намагниченности на уровне образцов (J_4) приблизительно характеризует направление первичной намагниченности. Истинное направление первичной намагниченности должно лежать между средними направлениями двух разнополярных компонент (одно из них является обращенным). В частности, истинное направление может совпадать по направлению с одной из разнополярных компонент — в этом случае компонента этой полярности является неподмагниченной.

Для рассмотренного примера (угол между разнополярными компонентами 160°) возможны разные способы вычисления среднего направления. Возможно допускаемые при тектонической интерпретации систематические ошибки также будут различными (см. рис. 6.2).

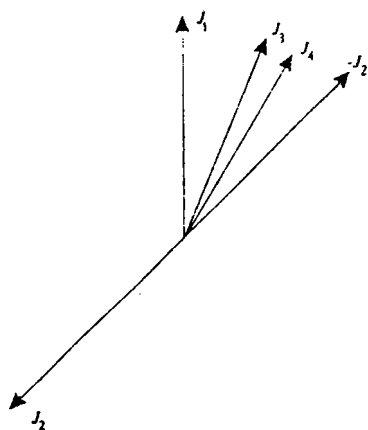


Рис. 6.2. Применение различных вариантов метода обращения для оценки направления намагниченности

J_1, J_2 — исходные средние направления для разнополярной намагниченности; J_3, J_4 — результат осреднения на уровне двух единичных векторов и на уровне образцов, соответственно

Так, например, при осреднении на уровне образцов случайная ошибка, определяемая радиусом круга доверия, возможно и будет мала, но доверительный круг теряет свой смысл — истинное направление геомагнитного поля не обязательно лежит в этом круге. Систематическая ошибка может достигать для рассматриваемого примера (при неблагоприятных объемах образцов для каждой полярности и кучностях) 20° .

При осреднении средних направлений для образцов различной полярности без учета их точности (т.е. в случае среднего по двум направлениям) случайная ошибка не может быть оценена, но, по-видимому, она не превосходит радиуса круга доверия для менее точного вектора. Систематическая ошибка же не превышает 10° .

Возможно, что такие оценки угловых ошибок будут достаточны и терпимы при использовании результирующего направления для тектонической интерпретации.

5. Тест складки

Выше была продемонстрирована простая возможность использования палеомагнитных данных, результат тестирования которых отрицателен. В результате этого оценены возможные угловые ошибки в определении палеомагнитных направлений. Возможна также более общая процедура, заключающаяся в численном моделировании распределений палеомагнитных векторов, которые соответствуют различным используемым моделям (например, распределение хаотической намагниченности, на которую наложена систематическая компонента; распределение биполярной намагниченности с наложением подмагничивающей компоненты; распределение двухкомпонентной намагниченности — для тестов Галек,

обращения и складки, соответственно). Рассмотрим такую возможность на примере теста складки.

При отклонении тестом складки изучаемой совокупности палеомагнитных векторов (результат тестирования не соответствует выводу о присутствии однокомпонентной либо до-, либо послескладчатой намагниченности) существуют два варианта интерпретации. Такие данные могут быть получены в случаях или суммы до- и послескладчатой компонент намагниченности, или синискладчатой намагниченности. Иногда возможно их различить [Шипунов, 1995б].

Разберем случай наложения до- и послескладчатой компонент намагниченности. В настоящее время не существует способа определения направлений до- и послескладчатой компонент и/или вклада той или иной из них в суммарную намагниченность при отрицательном результате применения теста складки. Однако при проведении тестирования вычисляются некоторые числовые характеристики (критериальные статистики), которые отражают вклад той или иной компоненты. Возможно использовать эти имеющиеся величины для оценки процентного содержания компонент (например, $I=I_1/I_2$) и, следовательно, определения величины возможно допускаемых при тектонической интерпретации угловых ошибок.

Естественный путь для этого — численное моделирование двухкомпонентной намагниченности и определение той области значений I , которая соответствует имеющимся параметрам. При этом можно использовать приближенные (достаточно грубые) оценки для направлений до- и послескладчатой компонент намагниченности. Полученные таким образом значения I позволяют определить точность соответствия имеющихся палеомагнитных направлений, например, доскладчатой намагниченности.

Рассмотрим возможную последовательность численного моделирования для определения области на единичной сфере, соответствующей истинному направлению доскладчатой намагниченности для некоторой палеомагнитной коллекции, забракованной тестом складки.

Имеются распределения векторов намагниченности в двух системах координат (географической и стратиграфической) и распределение нормалей к пластам. Изменяемые параметры при моделировании: средние направления до- и послескладчатой компонент намагниченности и их кучности, процентное содержание этих компонент в суммарной намагниченности.

Путем численного моделирования подбираются такие значения параметров, которые в некотором смысле удовлетворяют исходным данным. Такое соответствие может быть установлено, исходя из совпадения следующих статистических характеристик смоделированных и реальных данных: равенство распределений векторов в обеих координатных системах (незначимое различие средних направлений и кучностей), равенство критериальных статистик различных модификаций теста складки.

Подобное моделирование следует проводить достаточно много раз для каждого набора параметров. В результате проведенного численного моделирования вся единичная сфера будет разбита на области, возможно содержащие направления до- и послескладчатой компонент намагниченности,

и области, в которых не может находиться искомое решение. Размеры областей возможных решений определяют доверительную область для направлений до- и послескладчатой компонент (см. также Заключительные замечания главы 4).

Отрицательный результат теста складки может быть вызван не только присутствием двух компонент в анализируемом распределении векторов намагниченности, но и нарушением других лежащих в основе теста складки предположений [Баженов, Шипунов, 1988], например негоризонтальностью осей вращения крыльев складки, наклоном ее шарнира или первичной негоризонтальностью пластов. В этом случае при моделировании в число изменяемых параметров включаются соответствующие величины, которые также подбираются.

6. Выводы

- Предложен новый подход к получению палеомагнитных данных, который в общем случае заключается в проведении численного моделирования с целью определения истинных характеристик палеомагнитных коллекций.
- Численное моделирование, проведенное достаточно много раз при каждом наборе изменяющихся параметров, позволяет оценить доверительную область для полученных палеомагнитных направлений.

ПОСЛЕСЛОВИЕ

Сколько достало мне дарования и опытности, употребил все, чтобы угодить некоторым из читателей, именно тем, кои прямо разумеют отличить настоящее приятное и полезное от общих им сословий и, следовательно, стоят того, чтобы для их удовольствия трудился люди

В.Т. Изрежний

Российский Жилблаз, или Похождения
князя Гаврилы Симоновича Чистякова

Как это принято в эпилогах, хотелось бы высказать некоторые соображения о возможной судьбе изложенных в книге идей. Но сначала некоторые общие замечания.

То, что обычно помещается во введении, т.е. характеристика содержания книги, представлено здесь. Это вызвано тем, что авторы хотели, чтобы читатель сначала познакомился с самим содержанием, а лишь затем оценил, насколько наши взгляды на дальнейшие пути развития методов палеомагнитного анализа соответствуют его представлениям. Без сомнения, в одной этой книге невозможно было охватить все проблемы анализа палеомагнитных данных, и досконально изучить и представить результирующие абсолютные истины.

Практически в каждой главе предполагается, что приводимые результаты могут быть получены некоторым другим, альтернативным способом. При этом, будь то точечные и интервальные оценки палеомагнитных векторов, или результаты тестирования — возможны разные выводы. Возникают вопросы — какие методы и тесты предпочтительнее, каким результатам верить? Вероятно, не существует однозначного ответа. Например, в одних случаях лучшей модификацией теста складки может быть назван вариант MFT (см. главу 3); в других, например при тестировании синскладчатой намагниченности, MFT практически не работает из-за резкого уменьшения разброса в элементах залегания пластов в синскладчатой системе координат (подробности см.: [Шипунов, 19956]). Однако эти обстоятельства не сказываются на корреляционной модификации теста складки. В связи с этим в настоящее время получение палеомагнитных данных можно рассматривать как трудоемкую исследовательскую работу, нередко граничащую с искусством. Такое положение приводит к перебору многих методов и тестов и оставляет возможность для субъективных, устраивающих палеомагнитолога выводов.

В книге широко используются методы численного моделирования, которые, по-видимому, будут все больше применяться в палеомагнитном анализе. Во-первых, это вызвано все еще существующей неразработанностью этой области знаний (статистики на сфере), во-вторых, широчайшими

возможностями численного моделирования при решении проблем палеомагнитного анализа. Собственно вся книга пронизана идеями моделирования и может рассматриваться как один пример его применения.

Рассмотрим последовательно главы книги.

Глава 1. Насколько важен в палеомагнитологии параметр α_{95} , определяющий точность и пределы применимости делающихся на основе палеомагнитных данных тектонических выводов, настолько назрела необходимость разобраться с корректностью формул, определяющих величину этого параметра. В этой главе поставлена проблема неудовлетворительности соответствия значений α_{95} , определенных различными способами.

Кроме того, вероятно, важен вопрос об использовании различных уровней осреднения палеомагнитных направлений. Например, при изучении нескольких разрезов одного геологического объекта могут быть получены неразличающиеся между собой распределения векторов и, следовательно, среднее направление и круг доверия могут быть определены как на уровне пластов, так и на уровне разреза. Какое значение α_{95} правильнее использовать? Особенно это важно при сравнении палеомагнитных определений, полученных разными авторами.

Глава 2. По-видимому, пора отказаться от применения в исследовательской палеомагнитной работе теста выравнивания. Этот вариант теста складки, внесший значительный вклад в развитие палеомагнитологии благодаря своей наглядности, может рассматриваться как хороший иллюстративный способ представления распределений палеомагнитных векторов.

Глава 3. Обилие модификаций теста складки и все возрастающая их мощность приводят к постановке задачи корректного их сравнения. При этом нам представляется, что методика сравнения должна включать (в общем случае и для каждой палеомагнитной коллекции, в частности) определение угловых ошибок, которые возможны при положительном результате тестирования. Кроме того, возможно необходим метод, способный, наряду с используемым в настоящее время методом пересечения кругов перемагничивания, корректно определять направления до- и послескладчатой компонент намагниченности.

Глава 4. Как анонсировано в заключительных замечаниях к главе, по-видимому, перспективным является распространение предлагаемого способа анализа времени возникновения намагниченности и степени деформации для различных участков одной тектонической структуры на изучение различных порядков складчатости и, тем самым, более точное датирование изучаемых компонент намагниченности, т.е. определение времени ее образования по отношению к складчатости различных порядков. Все это показывает совершенно новые возможности палеомагнитного метода в тектонических приложениях.

В отличие от остального содержания книги, глава 5 носит локальный характер и представляет собой описание способа оценки точности при анализе одним из методов палеомагнитного анализа. Не являясь

единственным, а также не претендуя на универсальность. предложенный способ, скорее всего, будет модернизирован, либо заменен более лучшим.

Глава 6. Предложенный в этой главе подход, на наш взгляд, имеет большое будущее. Несмотря на значительно возросшие при этом усилия при анализе палеомагнитных данных, новый подход, с одной стороны, позволит использовать ранее бракуемые результаты, а, с другой стороны, практически закроет возможность для тектонической интерпретации ненадежных палеомагнитных данных. В результате применения нового подхода почти все палеомагнитные результаты могут быть использованы в интерпретации, вместе с тем — для них будет определена "доверительная" область (масштабы их тектонической приложимости).

Как можно заключить из вышесказанного, книга скорее ставит вопросы, чем дает законченные выводы и ответы. Поэтому нам будет лестно иметь отзывы коллег-палеомагнитологов, чей совместный опыт значительно больше нашего. Мы с уважением отнесемся ко всем замечаниям и советам и постараемся использовать их в будущем.

ЛИТЕРАТУРА

- Алексютин М.В., Шипунов С.В.* Синскладчатая намагнитченность пород куюльской системы покровов, Пенжинский район, Северо-Восток России // *Физика Земли*. 1996 (в печати)
- Баженов М.А.* Оценка разрешающей способности палеомагнитного метода // *Геотектоника*. 1988. № 3. С. 14-25.
- Баженов М.А., Рябушкин П.К.* Применение статистических критериев согласия в палеомагнитных исследованиях // *Изв. АН СССР. Физика Земли*. 1978. № 7. С. 100-104.
- Баженов М.А., Шипунов С.В.* Метод складки в палеомагнетизме // *Изв. АН СССР. Физика Земли*. 1988. № 7. С. 89-101.
- Баженов М.А., Шипунов С.В.* Метод пересечения дуг большого круга: Анализ и приложения в палеомагнетизме и тектонике плит // *Изв. АН СССР. Физика Земли*. 1990. № 1. С. 96-103.
- Баженов М.А., Шипунов С.В.* Рассеяние палеомагнитных данных // *Изв. АН СССР. Физика Земли*. 1991. № 5. С. 59-70.
- Банди Б.* Методы оптимизации. М.: Радио и связь, 1988. 128 с.
- Браунли К.А.* Статистическая теория и методология в науке и технике. М.: Наука, 1977. 408 с.
- Бурлацкая С.П.* Археомagnetизм: Изучение древнего геомагнитного поля. М.: ИФЗ АН СССР, 1987. 248 с.
- Васильев Ф.П.* Численные методы решения экстремальных задач. М.: Наука, 1980. 520 с.
- Гудман С., Хидетниели С.* Введение в разработку и анализ алгоритмов. М.: Мир, 1981. 368 с.
- Девис Дж.* Статистический анализ данных в геологии. М.: Недра, 1990. Кн. 1. 320 с. Кн. 2. 428 с.
- Ильин В.А., Позняк Э.Г.* Основы математического анализа. М.: Наука, 1971. Ч. I. 600 с.
- Мэйндоналд Дж.* Вычислительные алгоритмы в прикладной статистике. М.: Финансы и статистика, 1988. 352 с.
- Николя А.* Основы деформации горных пород. М.: Мир, 1992. 168 с.
- Палеомагнитология* / Под ред. А.Н.Храмова. М.: Недра, 1982. 312 с.
- Поллард Дж.* Справочник по вычислительным методам статистики. М.: Финансы и статистика, 1982. 346 с.
-

Рябушкин П.К., Певзнер М.А. Статистика сильнорассеянных направлений при изучении естественной остаточной намагниченности морен // Изв. АН СССР. Физика Земли. 1978. № 12. С. 103-106.

Соболь И.М. Метод Монте-Карло. М.: Наука, 1978. 64 с.

Федотова М.А. Функция распределения невзаимодействующих магнитных зерен // IV Всесоюзный съезд по геомагнетизму: Тез. докл. Ч. III. Владимир-Суздаль: ИФЗ АН СССР, 1991. С. 45-46.

Форсайт Дж., Малькольм М., Моулер К. Машинные методы математических вычислений. М.: Мир, 1980. 280 с.

Храмов А.Н. Палеомагнитная корреляция осадочных толщ Л.: ВНИГРИ, 1958. Вып. 116. 219 с.

Чини Р.Ф. Статистические методы в геологии. М.: Мир, 1986. 192 с.

Шипунов С.В. О палеомагнетизме катавской свиты Южного Урала // Изв. АН СССР. Физика Земли. 1991. № 3. С. 97-109.

Шипунов С.В. Основы палеомагнитного анализа: Теория и практика. М.: Наука, 1993. 159 с.

Шипунов С.В. Тест галек в палеомагнетизме // Физика Земли. 1994а. № 2. С. 25-32.

Шипунов С.В. Элементы палеомагнитологии. М.: ГИН РАН. 1994б, 64 с.

Шипунов С.В. Новый тест складки в палеомагнетизме (реабилитация теста выравнивания) // Физика Земли. 1995а. № 4. С. 67-74.

Шипунов С.В. Синскладчатая намагниченность: оценка направления и геологическое приложение // Физика Земли. 1995б. № 11. С. 40-47.

Шуп Т. Решение инженерных задач на ЭВМ. М.: Мир, 1982. 238 с.

Bailey R.C., Halls H.C. Estimate of confidence in paleomagnetic directions derived from mixed remagnetization circle and direct observational data // J. Geophys. 1984. Vol. 54. P. 174-182.

Barnard G.A. In discussion following a paper by Bartlett // Journal of the Royal Statistical Society. 1963. B 25. P. 294.

Bazhenov M.L., Shipunov S.V. Fold test in paleomagnetism: New approaches and reappraisal of data // Earth and Planetary Science Letters. 1991. Vol. 104. P. 16-24.

Fisher N.I., Lewis T., Embleton B.J.J. Statistical analysis of spherical data. Cambridge: Cambridge University Press, 1987. 330 p.

Fisher R.A. Dispersion on a sphere // Proc. R. Soc. London. 1953. Vol. A217. P. 295-305.

Halls H.C. A least-squares method to find a remanence direction from converging remagnetization circles // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1976. Vol. 45. P. 297-304.

Kent J.T., Briden J.C., Mardia K.V. Linear and planar structure in ordered multivariate data as applied to progressive demagnetization of palaeomagnetic remanence // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1983. Vol. 75. P. 593-621.

Kirschvink J.L. The least-squares line and plane and analysis of palaeomagnetic data // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1980. Vol. 62. P. 699-718.

Kirschvink J.L. A method for finding a paleomagnetic pole position from sediments remagnetized during folding // *JAGA/JAMAP: Abstracts.* Prague. 1985. P. 177.

Mardia K.V. Statistics of directional data. London: Academic Press, 1972. 357 p.

Marriott F.H.C. Barnard's Monte Carlo tests: How many simulations? // *Applied Statistics.* 1979. Vol. 28. P. 75-77.

McClelland Brown E. Palaeomagnetic studies of fold development and propagation in the Pembrokeshire Old Red Sandstone // *Tectonophysics.* 1983. Vol. 98. P. 131-149.

McElhinny M.W. Statistical significance of the fold test in palaeomagnetism // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1964. Vol. 8. P. 338-340.

McFadden P.L. Testing a palaeomagnetic study for the averaging of secular variation // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1980. Vol. 61. P. 183-192.

McFadden P.L. A new fold test for palaeomagnetic studies // *Geophys. J. Int.* 1990. Vol. 103. P. 163-169.

McFadden P.L., Jones D.L. The fold test in palaeomagnetism // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1981. Vol. 67. P. 53-58.

McFadden P.L., McElhinny M.W. The combined analysis of remagnetization circles and direct observations in palaeomagnetism // *Earth and Planetary Science Letters.* 1988. Vol. 87. P. 161-172.

McFadden P.L., McElhinny M.W. Classification of the reversal test in palaeomagnetism // *Geophys. J. Int.* 1990. Vol. 103. P. 725-729.

Miller J.D., Kent D.V. Synfolding and prefolding magnetizations in the Upper Devonian Catskill Formation of Eastern Pennsylvania: implications for the tectonic history of Acadia // *J. Geophys. Res.* 1986. Vol. 91. P. 12791-12803.

Schmidt P.W. Bias in converging great circle methods // *Earth and Planetary Science Letters.* 1985. Vol. 72. P. 427-432.

Starkey J., Palmer H.C. The sensitivity of the conglomerate test in paleomagnetism // *Geophys. J. R. astr. Soc.* 1970. Vol. 22. P. 235-240.

Tauxe L., Watson G.S. The fold test: an eigen analysis approach // *Earth and Planetary Science Letters*. 1994. Vol. 122. P. 331-341.

Van der Voo R. Palaeomagnetism of the Atlantic, Tethys and Iapetus oceans. Cambridge: Cambridge University Press, 1993. 412 p.

Watson G.S., Enkin R.J. The fold test in paleomagnetism as a parameter estimation problem // *Geophys. Res. Lett.* 1993. Vol. 20. P. 2135-2137.

Zijderveld J.D.A. A.c. demagnetization of rocks: analysis of results // *Methods in palaeomagnetism* / Eds. D.W. Collinson, K.M. Creer. Amsterdam, a.o. Elsevier Publ. Co, 1967. P. 254-286.

Научное издание

Станислав Валерьевич Ш и п у н о в
Максим Владимирович А л е к с ю т и н
Наталья Михайловна Л е в а ш о в а

ВОПРОСЫ ПАЛЕОМАГНИТНОГО АНАЛИЗА

(Труды, вып. 504)

Утверждено к печати
Редколлегией Геологического института РАН

Редактор И.М. Ерофеева

Набор и компьютерная верстка выполнены
в Геологическом институте РАН авторами

Подписано к печати 02.12.96. Формат 60×90 1/16
Гарнитура Академия. Усл.печ.л. 4,0. Тираж 200 экз.

Тип. ГИН РАН.
109017 Москва Пыжевский пер., 7
Заказ № 259/96
