

М. Л. БАЖЕНОВ, С. В. ШИПУНОВ

## МЕТОД СКЛАДКИ В ПАЛЕОМАГНЕТИЗМЕ

Показано, что с помощью любой модификации палеомагнитного теста складки можно доказать однокомпонентность намагниченности только при одновременном выполнении сразу нескольких исходных геологических и геофизических предпосылок. Доказано, что метод выравнивания, основанный на сравнении кучностей палеомагнитных векторов в различных системах координат нельзя использовать для доказательства однокомпонентности намагниченности и обоснования надежности результатов. Предложены две корректные процедуры выполнения теста складки, применимые при любых схемах опробования складчатых толщ и намного более чувствительных к отклонениям от однокомпонентности, чем метод выравнивания. Показано, что в случае мультикомпонентной  $I_n$  выделение одной из составляющих нельзя достичь осреднением. Проанализированы различные способы задания кругов перемагничивания, основанные только на экспериментальных данных.

**Введение.** Надежность геологической интерпретации палеомагнитных данных во многом определяется тремя характеристиками: точностью разделения компонент естественной остаточной намагниченности  $I_n$ , датированием и максимально точным определением направления каждой из них (здесь и далее рассматриваются хронологические компоненты намагниченности [1]). Большое значение в решении этих задач играют так называемые полевые методы. Их сравнительно немного, известны они давно и тем ни менее их отнюдь не всегда применяют корректно. Есть здесь и спорные вопросы. Прогресс в разработке аппаратуры привел к задвиганию полевых методов в научную тень. И только недавно, с появлением работ, в которых достоверно была доказана вторичность однокомпонентной намагниченности, их «реноме» начало постепенно восстанавливаться. Одним из наиболее широко применяемых является метод складки [2], анализу которого и посвящена эта работа.

Условимся о терминологии. Будем называть тестом процедуру проверки гипотезы, в основе которой лежат несколько предположений геологического и геофизического характера, в том числе о «поведении» палеомагнитных направлений. Проверка проводится или количественно с помощью статистики, или качественно. При этом устанавливаются некоторые свойства намагниченности, но не определяется ее направление. Для краткости будем говорить о положительном или отрицательном teste, в зависимости от того, выполняется или нет проверяемая гипотеза. Методом назовем способ выделения некоторых направлений  $I_n$ , для которых тест положителен, в тех случаях, когда для полной намагниченности тест отрицателен. В основе метода лежат те же самые предположения, что и для теста, плюс некоторые дополнительные условия. В методе статистика играет вспомогательную роль, в основном для оценок погрешностей, а главенствуют некоторые геометрические построения и связанные с ними вычисления.

**Тест складки.** В teste складки проверяемая гипотеза включает следующие предположения: а) первичное положение смятых в складки слоев известно, б) при деформациях слои поворачивались как твердые тела

вокруг горизонтальной оси вращения, в) намагниченность пород однокомпонентна и образовалась целиком либо до, либо после деформации, г) эта намагниченность однородна по направлению. В случае выполнения всех предположений палеомагнитные направления в одной из систем координат будут параллельны для любых залеганий слоев: в древней системе намагниченность доскладчатая, в современной — послескладчатая, т. е. тест положителен. Если же тест отрицательный, то это не обязательно означает, что намагниченность является суммой разных по направлению и возрасту компонент, а свидетельствует о нарушении одного или нескольких исходных предположений. Каких и сколько именно, требуется сще найти. В современной системе координат отрицательный тест может быть следствием, например, относительных движений между разрезами после складчатости или появления некоторой дополнительной компоненты  $I_n$  в части из них (нарушается предположение г)).

В древней системе вариантов объяснения отрицательного результата теста еще больше, чем в современной. Редко учитываемые при обработке результатов первичные наклоны слоистых толщ могут достигать  $10^\circ$  для многих континентальных образований и даже  $15-20^\circ$  для лав и туфов. Влияние первичных наклонов можно выяснить, изучив складку размером в десятки и первые сотни метров, — на таких расстояниях наклоны скорее всего были одни и те же.

Сами деформации могли быть более сложными, чем предположено. При образовании складок, сопровождаемом развитием кливажа и сланцеватости, может иметь место переориентация зерен магнитных минералов и, как следствие, палеомагнитных векторов. Сами вращения слоев могут быть сложнее, чем простой поворот вокруг горизонтальной оси, и палеомагнитные направления будут непараллельны даже при выполнении остальных предположений. В литературе известны случаи достаточно надежного обнаружения сложных вращений [3—5], но гораздо интереснее другое: в огромном числе работ даже для сравнительно сильно дислоцированных толщ тест складки положителен. Иными словами, простая модель деформации справедлива по крайней мере в пределах ошибок данных.

Третье предположение об однокомпонентности намагниченности является тем проверяемым положением, ради которого проводится тест. Именно его нарушение чаще всего приводит к отрицательным результатам.

Последнее предположение — о параллельности палеомагнитных векторов. Во-первых, оно будет выполняться только тогда, когда путем осреднения резко уменьшено влияние внутри- и межпластового разброса, например, вековых вариаций. В противном случае тест может быть отрицательным даже при выполнении остальных предположений. Во-вторых, за счет занижения наклонений в осадках палеомагнитные векторы еще до деформаций могут быть непараллельными. Чем однороднее коллекция по литологии, тем менее вероятно влияние этого эффекта. И, в-третьих, до или послескладчатость  $I_n$  не гарантирует того, что всюду намагниченность возникла одновременно в поле одного направления; и до, и после деформаций могло пройти достаточно времени для образования различных по направлению компонент  $I_n$ . Чем ближе по возрасту и составу пород коллекция и чем меньше расстояния между точками отбора, тем менее вероятно появление таких различий.

Положительный тест означает лишь, что нет оснований считать намагниченность данной коллекции мультикомпонентной. Иными словами, в ней может присутствовать и компонента иного возраста, но с помощью примененной процедуры проверки на выбранном уровне значимости в данной коллекции ее нельзя обнаружить статистически достоверно. Изменив что-то — взяв более чувствительную процедуру, увеличив коллекцию и т. п., в тех же породах возможно будет доказать мультикомпонентность  $I_n$  или же вновь, с большей точностью, получить положительный результат. Таким образом, положительный тест дает исследователю формальное основание считать намагниченность однокомпонентной, но не гарантирует

от ошибок, связанных с подмагничиванием. Естественно, что их величина будет тем меньше, чем выше надежность результатов теста (см. ниже). Тест складки также дает датировку намагниченности относительно геологического события — деформаций, но ценность этой информации сильно зависит от ситуации. Для складок оползания, возникших до литификации осадка, доскладчатость — практически синоним первичности  $I_n$ , а для деформаций, связанных с современными оползнями, она почти безинформативна. В целом точность датировки тем выше, чем меньше времени прошло между деформациями и образованием породы — для теста в древней системе координат. Изучаемые породы могли испытать несколько фаз движений. Надежный положительный результат теста в древней системе координат здесь означает, что намагниченность возникла до самой древней эпохи складкообразования.

Процедура тестирования может проводиться по-разному. Наиболее распространенный вариант — «метод (т. е. тест) выравнивания» — сводится к сравнению кучностей палеомагнитных направлений в современной ( $K_c$ ) и древней ( $K_d$ ) системах координат [6]. Если отношение  $K_d/K_c$  много больше единицы — намагниченность доскладчатая, если много меньше — послескладчатая, если близка к единице — определенного вывода сделать нельзя: либо малы вариации залеганий по сравнению с разбросом палеомагнитных векторов, либо вклады до- и послескладчатой компонент в суммарную намагниченность соизмеримы. Проверка значимости отличия этого отношения от единицы проводится с помощью статистического  $F$ -теста по специальным таблицам (например, [7]). Несмотря на простоту и распространенность, тест выравнивания неверен сразу по многим причинам. Было показано [8], что такая процедура неверна математически. Но дело даже не в формальной математической строгости. В основе теста лежит следующая нулевая гипотеза: кучности векторов в обеих системах координат равны. Ее проверяют и, допустим, отвергают. Из этого не следует ничего, кроме того, что нулевая гипотеза не выполняется. Такое соотношение действительно должно выполняться для однокомпонентной  $I_n$ , однако это необходимо, но недостаточно. Ниоткуда не вытекает, что в реальной коллекции намагниченность действительно однокомпонентна, и максимум того, что можно сказать, — одна из компонент преобладает. Насколько именно, сказать нельзя. Из общих соображений ясно, что величина отношений кучностей зависит не только от соотношения компонент, но и от различия элементов залегания между пунктами отбора образцов; в формулах это никак не учитывается. Была сделана попытка учесть в teste кучность распределения нормалей к опробованным пластикам [4], но использованные для этого формулы получены эмпирически и их корректность не доказана. Конечно, если отношение кучностей порядка сотни, то в коллекции действительно имеется только одна компонента  $I_n$ . Но ведь на практике различия гораздо скромнее — в 3–5 раз, реже — более, а такие значения, как будут показано ниже, значимы статистически, но ненадежны физически.

Есть еще одна веская причина считать тест выравнивания некорректным. Из самого характера статистического  $F$ -критерия следует, что с увеличением коллекции все более близкие к единице значения отношения  $K_d/K_c$  должны считаться статистически значимыми, т. е. при все более соизмеримых вкладах компонент в суммарную намагниченность будет формальное основание говорить об однокомпонентности  $I_n$ . Парадокс: с ростом выборки чувствительность теста падает. Причина этого ясна — все дело в подмене понятий, неверной интерпретации нулевой гипотезы, о чем уже говорилось.

В teste выравнивания заложена еще одна, молчаливо подразумевающая гипотеза: при преобладании одной из компонент другая может быть осреднена почти полностью. Зерно истины здесь есть: если послескладчатое подмагничивание «растаскивает» палеомагнитные векторы симметрично в разные стороны от доскладчатого направления, то осреднение действительно оправданно. Весь вопрос в симметрии. К сожалению, априори в этом нельзя быть уверенным даже при отборе в пределах ку-

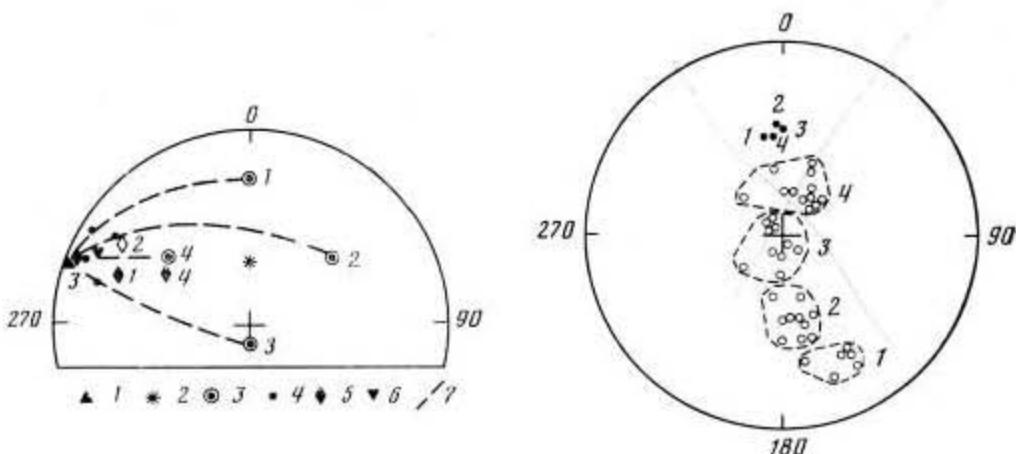


Рис. 1

Рис. 2

Рис. 1. Влияние асимметричного подмагничивания на получаемое палеомагнитное направление (модельный пример). 1, 2 – «истинные» направления доскладчатой (1) и послескладчатой (2) компонент, 3 – направления перемагничивания для четырех «разрезов» (углы падения одинаковы, азимуты падения совпадают со сторонами света), 4, 5 – средние направления намагниченности отдельных «разрезов», 6 – общее среднее по четырем «разрезам», 7 – круги перемагничивания. 1, 3, 4, 6, 7 – древняя система координат; 2, 5 – современная система координат. Здесь и далее заливные символы – проекция на нижнюю полусферу, а пустые – на верхнюю полусферу

Рис. 2. Палеомагнитные данные по верхнемеловым серым известнякам Северной Армении. Пустые кружки – нормали к пластам, пунктирные линии – границы групп (один из вариантов разбиения), залитые кружки – средние палеомагнитные направления по группам

пола с одинаковыми углами падения на крыльях — и в этом случае подмагничивание в общем случае асимметрично (рис. 1), если направления компонент сильно различаются. Осреднить можно всегда, но в общем случае результат будет равен векторной сумме доскладчатой и среднего значения послескладчатой компонент. (ночью в др. скл. гор. ворот).

В корректной процедуре выполнения теста складки сравниваются средние векторы по разрезам (двум или более) с моноклинальными залеганиями в каждом [8]. Проверка проводится в одной из систем координат с помощью  $F$ -критерия для всей совокупности средних по разрезам. Положительный тест означает, что данная совокупность на некотором уровне значимости — обычно 5% — неотличима от выборки из чисто однокомпонентной  $I_n$ . Это максимум того, что можно утверждать по имеющимся данным; окончательный результат находится как общее среднее всей совокупности. В целом чувствительность этого теста возрастает пропорционально различиям в залеганиях и точности вычисления каждого среднего, т. е. увеличивается с ростом объема коллекции. Асимметрия здесь сказывается только за счет влияния необнаруженной малой компоненты иного возраста и также падает с увеличением выборки. Для выполнения теста надо доказать сначала, что все кучности статистически однородны по  $\chi^2$ -критерию, а затем при помощи  $F$ -критерия провести анализ палеомагнитных направлений (см. Приложение).

У теста есть ограничения. Первое — требование примерного равенства кучностей — при отборе одних и тех же пород скорее всего будет выполняться. Если кучности резко различны, то можно выполнять тест качественно: считать его положительным, если все круги доверия вокруг средних по разрезам перекрываются, и отрицательным — в противном случае. Такой подход более или менее оправдан при малом числе средних (3–5), так как при большем их числе уже вполне вероятно, что какие-либо два круга не перекроятся просто за счет выборочных флуктуаций. Более строгие подходы [9] пока на практике не применяются. Второе ограничение — моноклинальность залеганий в каждом разрезе — более существенно, так как не всегда можно найти подходящие объекты. Если залегания изменчивы или обнажения малы для отбора больших коллекций,

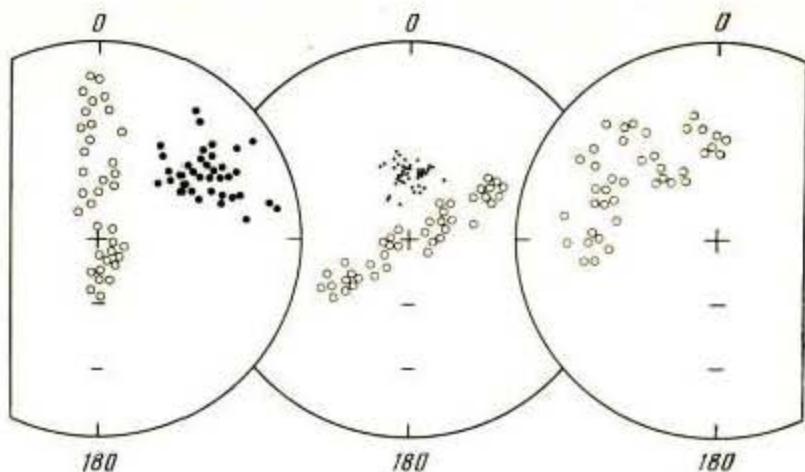


Рис. 3. Модельные примеры распределения нормалей (полые кружки), направлений доскладчатой (заливные кружки) и послескладчатой (точки) компонент

приходится отбирать малое число образцов в большом числе точек («точка» примерно эквивалентна «site» в англоязычной литературе). При таком отборе средние векторы могут различаться просто за счет недостаточного осреднения разброса (см. выше). Сказать же, нарушенiem какого предположения в основе теста складки вызван отрицательный результат, очень часто нельзя.

Однако ничто не мешает изготовить моноклинали в лаборатории. Размытое распределение нормалей к пластам для всей коллекции разбивается на группы, достаточно большие для приемлемого осреднения разброса палеомагнитных векторов в каждой и достаточно малые, чтобы залегания можно было считать одинаковыми. При этом можно не обращать внимания на реальное расположение мест отбора. Как обычно при группировании, группы должны быть вышуканными и неперекрывающимися. Сама процедура и интерпретация результатов идентичны описанному выше тесту средних по разрезам — здесь вместо них средние по группам — это проиллюстрировано на коллекции верхнемеловых известняков из северо-западной части Армении (рис. 2). В разбиении на группы есть определенный произвол и некоторая потеря информации, но ничуть не больше, чем при выборе моноклинальных пачек из всех имеющихся обнажений.

Можно обойтись вообще без группирования. Слегка изменим формулировку теста: при выполнении всех исходных предположений не должно быть зависимости между залеганиями слоев и палеомагнитными направлениями. Для проверки на наличие такой зависимости используются коэффициенты корреляции между декартовыми координатами двух предварительно центрированных совокупностей векторов:  $I_n$  и нормалей к пластам [10]. Так как эти совокупности распределены не нормально, а выявляемые зависимости нелинейны, то применяется ранговая корреляция [11]. Мы использовали только две декартовы координаты ( $x$  и  $y$ ), так как вся информация для единичных векторов содержится в любой паре составляющих, а для центрированных векторов эти составляющие сильнее варьируют (алгоритм теста см. в Приложении).

Мы сравнили чувствительность, т. е. способность обнаруживать слабую компоненту другой природы, трех процедур выполнения теста складки: 1) по отношению кучностей, 2) группированием и 3) коррелированием, с помощью численного моделирования и на реальных коллекциях. Для моделирования были взяты три распределения нормалей к пластам, одна выборка распределения из послескладчатой компоненты ( $D=0$ ,  $J=-60$ ,  $K=100$ ) и три случайные выборки доскладчатой компоненты из генеральной совокупности с параметрами  $D=60$ ,  $J=30$ ,  $K=30$  (рис. 3). Каждая выборка постепенно «загрязнялась» другой компонентой, причем

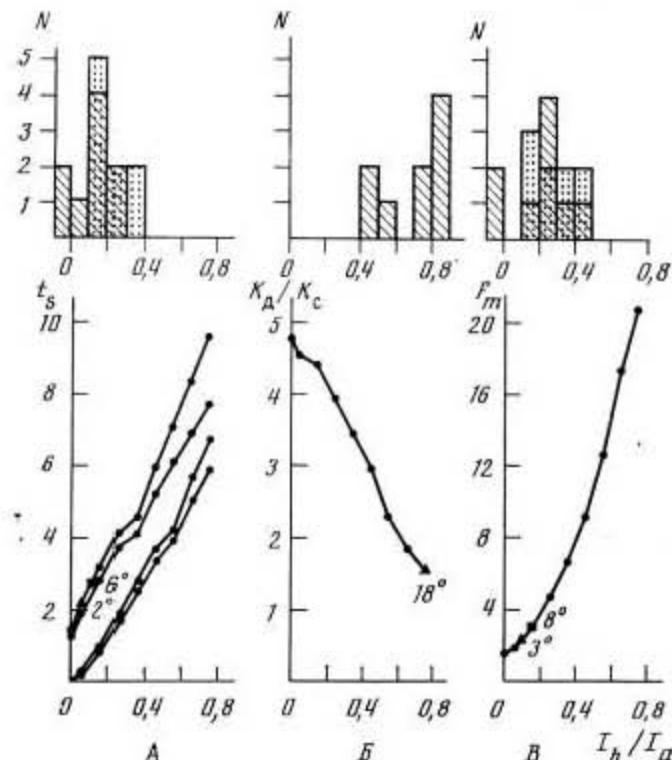


Рис. 4. Гистограммы, характеризующие порог обнаружения подмагничивания для различных вариантов теста складки, и пример изменения величин, вычисляемых при этом критериях (все в зависимости от отношения послескладчатой и доскладчатой компонент). На гистограммах: штриховка и точки — для уровня значимости 5 и 1% соответственно. На графиках цифры обозначают различие в градусах между средними векторами исходного и подмагниченнего распределений для значений  $I_h/I_a$ , при которых обнаруживается двухкомпонентность (треугольник и квадрат — для уровней значимости 5 и 1% соответственно); А, Б, В — тесты 3, 1, 2 соответственно

значения  $I_h$  (в долях  $I_a$ ) случайно варьировались в интервале  $\pm 0,05$ , и далее проводилась проверка каждым из трех тестов. Расчеты были сделаны для трех распределений нормалей и каждой выборки  $I_a$  (всего девять вариантов) при различных величинах подмагничивания. На гистограммах показано (рис. 4), при какой величине подмагничивания отношение компонент в этих девяти вариантах было обнаружено каждым тестом, а также показано изменение величин критериев для одного из вариантов.

Число сочетаний варьируемых параметров — направлений и кучностей компонент, распределений нормалей к пластам — настолько велико, что их все пересмотреть невозможно. Нам все же кажется, что некоторые выводы можно уже сделать. Чувствительности тестов 2 и 3 вполне сопоставимы, хотя у последнего как будто несколько выше. Оба они намного превосходят тест 1. Чувствительность тестов 2 и 3 настолько высока, что в двух вариантах они дали отрицательный на уровне значимости 5% результат прямо для исходных распределений доскладчатой намагниченности. Это не свидетельствует о неверности теста: с вероятностью 37% в девяти испытаниях хотя бы в одном случае тест будет отрицательным просто за счет выборочных флуктуаций в распределении доскладчатой компоненты. При загрублении тестов — повышении уровня значимости — все исходные распределения были «одобрены» тестами. Мы считаем, что такая высокая чувствительность тестов 2 и 3 является их достоинством: лучше иногда усомниться в корректном результате, чем пропустить неверный при использовании малочувствительного теста. В модельных примерах слабое подмагничивание  $I_h/I_a = 10-20\%$  не всегда обнаруживалось, но при этом различия между истинными и измеренными векторами составляли в среднем 5–6°, только в одном варианте достигнув 9°. Для

сравнения: тест 1 давал положительный результат при различиях до  $12-30^\circ$ . И еще одно замечание: в одном варианте кучность была увеличена с 30 до 140. Для отношения  $K_d/K_e$ , равных 7,2 и 3,6, различия между истинным и расчетным направлениями достигали  $11^\circ$  и  $17^\circ$  соответственно. Этот пример говорит о невозможности дать какое-либо ограничение на величину отношения кучностей, выше которого тест выравнивания был бы всегда верен. Сами численные значения могут несколько меняться для других совокупностей исходных данных, но мы уверены в том, что качественно картина сохранится: тесты 2 и 3 всегда будут намного чувствительнее теста 1. Добавим, что оба предложенных в данной работе теста применимы и при значительном разбросе палеомагнитных направлений.

Проведено также сравнение разных модификаций теста складки для реальных коллекций. В верхнемеловых серых известняках Севано-Акеринской зоны Малого Кавказа наряду с доскладчатой компонентой прямой полярности была выделена методом разностных векторов антипараллельная ей вторая компонента [12]. Для нее отношение  $K_e/K_d=2,0$ , что чуть меньше критического значения на уровне 5% и чуть больше — на уровне 10%, т. е. результат неоднозначен. И тест группирования, и корреляционный тест однозначно, «с запасом», указывают на однокомпонентность этой намагниченности в современной системе координат. Для четырех разрезов турон-кампаний прямо намагниченных отложений Западного Копетдага [13] после прогрева до  $220^\circ$  отношение  $K_d/K_e=2,68$ , что, безусловно, значимо. Однако тест средних здесь отрицателен: его вычисленное значение  $F_m=26,5$  много больше критического 2,25. Еще одно повторение сказанного ранее: даже статистически значимое отношение кучностей не доказывает ничего.

Таким образом, и на моделях, и на реальных коллекциях подтверждается сделанный по теоретическим соображениям вывод: тест выравнивания непригоден для строгого анализа палеомагнитных данных. Для решения этой задачи следует, порознь или совместно, применять три описанных выше корректных теста. Для любого из них возможно следующее сочетание исходов проверки (табл. 1) в древней и современной системах координат. Первая строка — исследуемая намагниченность не однокомпонентна и/или нарушаются другие исходные предположения теста складки. Вторая и третья — мы имеем дело с до- и послескладчатой  $I_n$  соответственно. Выше везде предполагалось, что различия в залеганиях достаточно велики для получения определенных выводов. Это, конечно, не всегда так, и четвертая строка является критерием достаточности: если в обеих системах координат тест положителен, то различий в залеганиях для данной коллекции не хватает для однозначного ответа. Необходим дополнительный отбор либо большего числа образцов, либо из сильнее различающихся по залеганиям слоев. Тест складки, таким образом, нужно проводить для обеих координатных систем.

**Метод складки.** Методом складки назовем способ выделения из суммарной намагниченности, для которой тест складки отрицателен, той ее компоненты, для которой тест будет положителен. Метод во всех своих модификациях (см. ниже) основан на гипотезе, что из четырех исходных предположений теста неверно только одно — об однокомпонентности  $I_n$ . Общей для всех модификаций является также необходимость в некоторых дополнительных предположениях. Надо отдавать отчет в том, что

Система координат		Заключение
древняя	современная	
—	—	$I_n$ мультикомпонентна и/или нарушены другие исходные предпосылки теста
+	—	Доскладчатая
—	+	Послескладчатая
+	+	При данном объеме коллекции и вариации залеганий ничего сказать нельзя

последние могут не выполняться и, как следствие, сам палеомагнитный результат может быть неверен. Способ контроля, кажется, один: сходимость данных, полученных разными путями — не обязательно только модификациями метода складки, — основанными на возможно более различающихся дополнительных предположениях.

Казалось бы, все осреднить — способ обойтись без таких предположений. На самом деле такой подход требует очень сильной гипотезы о симметрии влияния всех компонент  $I_n$  на искомую намагниченность. Выше уже было показано, что в общем случае такая симметрия отсутствует. Ранее [14] был предложен «метод перекрытия распределений», в котором искалась область взаимного перекрытия нескольких распределений единичных палеомагнитных векторов для разрезов с различными залеганиями пород; за направление доскладчатой намагниченности принималось общее среднее всех единичных векторов в области перекрытия. Последующий анализ показал, что для надежности получаемых таким способом результатов также требуется очень высокая симметричность подмагничивания, что резко ограничивает возможность применять такой подход на практике.

Наиболее распространенной модификацией метода складки является метод пересечения кругов перемагничивания (МПКП) [15]. В его основе лежит тот факт, что два вектора-слагаемые и их сумма всегда лежат в одной плоскости, которая пересекает единичную сферу по дуге большого круга, проходящей через стереопроекции этих векторов. Обязательное дополнительное предположение: доскладчатая компонента имеет меньшее рассеяние в древней, а послескладчатая — в современной системе координат. В этом случае точка пересечения отдельных кругов задает направление соответствующей компоненты. Во всех случаях также необходимо, чтобы искомое направление  $I_n$  было однородным по направлению. Что же касается второй компоненты, то, как будет показано ниже, требования к ее однородности по направлению различны. Для применения МПКП необходимо иметь набор различно ориентированных плоскостей (кругов) перемагничивания или, что математически эквивалентно, набор нормалей к этим плоскостям. Для набора нормалей методом наименьших квадратов ищется аппроксимирующая плоскость, нормаль к которой и дает оптимальную оценку точки пересечения отдельных плоскостей [16] и величину погрешностей [9] (см. Приложение).

Плоскости перемагничивания могут задаваться по-разному. Распределения палеомагнитных векторов для отдельных разрезов могут быть планарными. В этом случае тем же методом [16] сначала находят аппроксимирующую плоскость для каждого распределения, а потом — точку пересечения этих плоскостей. Таким способом было найдено направление доскладчатой намагниченности:  $D=175^\circ$ ,  $J=-49^\circ$  — для четырех разрезов (рис. 5) вулканогенно-осадочных пород Аджарии (материалы М. Л. Баженова, В. С. Бурмана). В других случаях в ходе магнитных чисток палеомагнитные направления отдельных образцов могут смещаться вдоль дуг большого круга. Снова дважды применяется метод Холлса: сначала ищется плоскость перемагничивания каждого образца, а потом — точка пересечения совокупности этих плоскостей. Такой подход оправдан, если общая величина смещения много больше лабораторных погрешностей. Сами свойства пород определяют применимость одного из этих вариантов. Если спектры блокирующих температур или козиритивные спектры компонент резко различны, то в ходе чистки вектор намагниченности будет смещаться вдоль дуги большого круга и применят второй подход или оба сразу. Наоборот, могут резко различаться отношения величин компонент от образца к образцу при схожих спектрах — возникнут полосовые распределения. В частности, в породах Аджарии для очень небольшого числа образцов круги перемагничивания определяются надежно; большинство векторов стабильны в ходе чисток.

Если в каждом из разрезов с различными залеганиями пород имеются неантиспараллельные направления разной полярности, то для соответствующих пар средних  $R$ - и  $N$ -векторов однозначно определяется проходя-

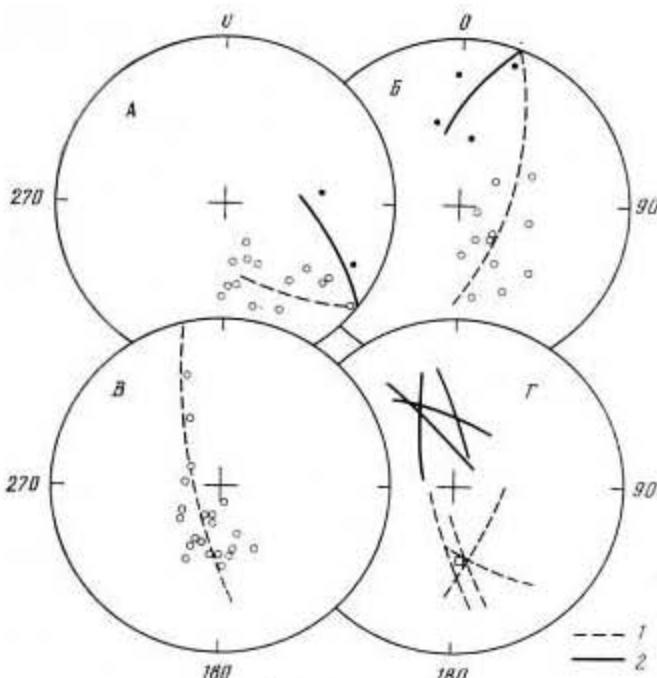


Рис. 5

Рис. 5. Палеомагнитные данные по эоценовым породам Аджарии. А, Б, В – результаты для трех разрезов (четвертый разрез не приводится), Г – пересечение кругов перемагничивания: 1 – по полосовым распределениям, 2 – с использованием современного поля как направления перемагничивания (шверцированы для большей наглядности), квадрат – направление доскладчатой компоненты по полосовым распределениям

Рис. 6. Определение направления доскладчатой компоненты для параллельных плоскостей перемагничивания

щая через них дуга большого круга. Пересечение этих дуг в древней и современной системах координат соответствует до- и послескладчатой намагниченности. Основное ограничение здесь – необходимость иметь обе полярности хотя бы для части разрезов.

Достоинство всех трех вариантов метода кругов перемагничивания в том, что кроме гипотезы о двухкомпонентности  $I_n$  не делается никаких дополнительных предположений о направлениях этих компонент. Они приложимы и в тех случаях, когда одна из них различна для разных разрезов. Например, послескладчатая намагниченность в верхнемеловых породах Копетдага, найденная с помощью  $RN$ -кругов, одинакова для всего района, хотя направления доскладчатой компоненты различаются по склонению примерно на  $50^\circ$  [13].

В наиболее употребительном варианте МПКП [15] направление послескладчатой компоненты считается известным и круг перемагничивания проводится через ее направление в древней системе координат и измеренный средний вектор коллекции. Ясно, что такие построения можно сделать всегда при наличии разрезов с разными залеганиями. Ясно и слабое место метода – «известное» направление послескладчатой намагниченности: ошибка в его выборе почти всегда повлечет за собой и неверный результат. Наиболее часто за направление послескладчатой компоненты принимают направление современного поля в районе работ, и нередко без обоснования. Вернемся к результатам по эоцену Аджарии. Мы рассчитали средние направления для каждого разреза (немногочисленные образцы с положительными наклонениями были опущены) и построили круги перемагничивания по этому методу. Видно (рис. 5, Г), что один из кругов настолько далеко отходит от остальных, что можно было бы предположить его «аномальность», например, вследствие тектонического поворота разреза. Между тем направление послескладчатой компоненты по полосовым распределениям и направление современного поля достаточно схожи:  $D=25^\circ, J=55^\circ$  и  $D=0^\circ, J=60^\circ$  соответственно.

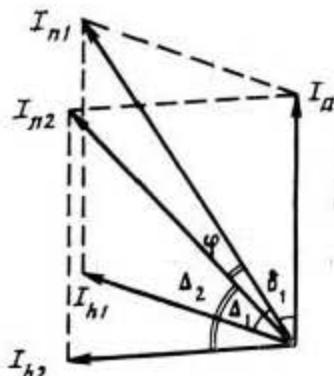


Рис. 6

Этот недостаток метода настолько очевиден, что с ним пытались бороться. Например, кривую блуждания полюса одной из крупных плит пересчитывали в последовательность направлений намагниченности для района работ, каждое из них пробовали в качестве направления послескладчатой компоненты и то из них, которое приводит к наиболее компактной области пересечения плоскостей перемагничивания, принималось за истинное. Прием законен при одном непременном условии: между плитой и районом работ не должно было быть относительных движений по крайней мере с момента смятия пород в складки. Действительно, если после приобретения послескладчатой намагниченности исследуемый блок двигался, то такой подход вряд ли даст верный результат. В методе последовательных приближений [1] произвольное направление вторичной компоненты используется для построения кругов перемагничивания; точку их пересечения, пусть плохо определенную, используют уже в современной системе координат для построения новой серии кругов, пересечение которых дает уточненное направление вторичной компоненты; далее цикл повторяется. Однако сходимость этой процедуры к истинным направлениям компонент не доказана. Ее проверка нами на численном примере показала, что сходимость есть, но не к исходным направлениям компонент. Таким образом, для надежного использования «классического» метода необходимо экспериментальное обоснование направления вторичной компоненты, например по методу разностных векторов или с помощью других варианта МПКП, хотя бы для части коллекции.

Надежность результатов, получаемых с помощью любой модификации МПКП, зависит от угла, под которым круги пересекаются. Чем он меньше, тем менее точно определяется точка пересечения. Выход есть и для строго параллельных кругов. Надо дополнительно предположить, что соотношение величин до- и послескладчатой компонент в породе — ее палеомагнитная стабильность — одинаково во всех разрезах. Тогда направление доскладчатой компоненты при известной послескладчатой можно найти по формуле (рис. 6)

$$\operatorname{tg} \delta_2 = \sin \varphi / (\sin \Delta_1 / \sin \Delta_2 - \cos \varphi).$$

Ясно, что дополнительное предположение будет правдоподобным только при изучении одних и тех же пород; кроме того, здесь пока нет способа оценки точности результата.

Возможны три варианта результатов, получаемых методом плоскостей перемагничивания. Первый: все круги пересекаются в малой части сферы (нормали к плоскостям перемагничивания лежат близко к аппроксимирующей плоскости). Это означает, что все использованные предположения и в teste, и в методе верны, а сам результат скорее всего имеет геологическое или геофизическое значение. Второй: все пересечения разбросаны. Здесь скорее всего что-то неверно в предположениях teste и/или метода: намагниченность не двухкомпонентна, неверно выбрано направление вторичной компоненты, сложен характер деформаций, поэтому формально найденный результат может и не иметь реальной значимости. Третий: большинство кругов пересекается в пределах компактной области, а «аномалий» немного. Здесь скорее всего что-то неверно для отдельных разрезов, а с исходными предпосылками все в порядке. Причины аномалий могут быть тектонические движения соответствующих участков коры. Вращением аномального круга вокруг вертикальной оси можно добиться того, чтобы и он прошел через «общую кучу»; угол его поворота будет равен углу поворота самого участка коры вокруг вертикальной оси [1]. Этот способ количественного оценивания тектонических движений при неполном разделении компонент намагниченности достаточно широко применяется. Однако, по нашему мнению, его использование требует осторожности. Пример с Аджарией (рис. 5, Г) показывает, что аномалия может быть ложной за счет неверного выбора направления послескладчатой компоненты, особенно при небольшом числе разрезов. Такой подход корректен только при поворотах вокруг вертикальной оси, но на практике не всегда можно говорить о типе движений. Наконец, даже если аномаль-

ный круг действительно является следствием вращений, то обратное, вообще говоря, неверно: для повернутого разреза круг все равно случайно может проходить через «общую кучу». Такое случайное совпадение мало вероятно для большого числа разрезов, но не исключено для одного.

Последний вопрос: насколько точно пересечение кругов определяет направление менее рассеянной компоненты намагниченности? Недавно численным моделированием было показано [17], что при этом может возникать систематическая погрешность. Ее величина максимальна при отношении кучностей компонент, близком к единице, и пренебрежима при отношениях порядка 10. При использовании данных по разрезам с резко различными залеганиями отношение кучностей компонент, вероятнее всего, будет достаточно велико, чтобы систематической ошибкой можно было пренебречь. В целом же этот вопрос не до конца выяснен, тем более что в цитированной работе ничего не говорится о механизме появления таких ошибок.

**Заключение.** 1. Рассмотрены основы теста складки и показано, что для положительного результата проверок необходимо одновременное выполнение нескольких геологических и геофизических предпосылок.

2. Показано, что тест выравнивания можно использовать только для качественных, предварительных оценок компонентного состава намагниченности, но не для доказательства ее однокомпонентности.

3. Предложены два новых варианта выполнения теста складки, пригодных для коллекций из слоев с меняющимися от точки к точке залеганиями и более чувствительных к отклонениям от однокомпонентности, чем тест выравнивания.

4. Рассмотрены различные модификации метода складки и проанализированы условия их применимости.

Наконец, общий методический, кажущийся очевидным вывод. Тест складки основан на меньшем числе предпосылок, чем любая модификация метода. В силу этого и результат, подтвержденный корректно выполненным тестом, будет более надежным, чем полученный с помощью дополнительных построений. Следовательно, сначала надо с помощью магнитных чисток пытаться разделить компоненты  $I_n$ . Только если этого не удается сделать, следует применять метод складки, желательно в разных модификациях.

#### Приложение

**Равенство кучностей двух совокупностей векторов.** Проверяемая гипотеза  $K_d = K_c$ . В качестве критерия используется величина  $K_d/K_c$ . Если отношение кучностей больше величины  $F[2(N-1), 2(N-1), p]$ , то проверяемая гипотеза отклоняется на уровне значимости  $p$  [7, 9]. Здесь и далее  $F[\mu_1, \mu_2, p]$  — критические значения распределения Фишера со степенями свободы  $\mu_1$  и  $\mu_2$ ,  $N$  — общее число образцов.

**Гомогенность  $m$  совокупностей ( $m > 2$ ).** Проверяемая гипотеза — кучности  $m$  выборок равны. Вычисляемая статистика (для кучности объединенной выборки  $> 3$ ) [9]:

$$U = \frac{v \ln \frac{N - \sum R_i}{v} - \sum \left( v_i \ln \frac{n_i - R_i}{v_i} \right)}{1 + d},$$

где  $v_i = 2(n_i - 1)$ ,  $v = 2(N - m)$ ,  $d = (\sum v_i^{-1} - v^{-1})/[3(m - 1)]$ . Если величина критерия больше  $\chi^2[2(m - 1), p]$ , то проверяемая гипотеза отклоняется на уровне значимости  $p$ .  $\chi^2[\mu, p]$  — критические значения распределения  $\chi^2$  с  $\mu$  степенью свободы.

**Равенство средних направлений двух распределений векторов.** Проверяемая гипотеза — средние равны. Используемая статистика

$$F_2 = \frac{[R_1 + R_2 - R^2 / (R_1 + R_2)]}{2(N - R_1 - R_2)},$$

где  $R_1, R_2$  — длины суммарных векторов первой и второй совокупности

соответственно,  $R$ ,  $N$  — длина суммарного вектора и количество образцов объединенной выборки. Если величина критерия больше

$$\left(\frac{1}{p}\right)^{1/(N-2)} - 1$$

( $p$  — уровень значимости), то проверяемая гипотеза отклоняется [8].

**Равенство нескольких средних ( $m > 2$ ).** Проверяемая гипотеза — средние равны. Вычисляемая критериальная статистика [8]

$$F_m = \left(\frac{N-m}{m-1}\right) \frac{\sum R_i - R^2 / \sum R_i}{2(N - \sum R_i)}$$

где  $R_i$  — длина суммарного вектора  $i$ -й совокупности. Если величина критерия больше  $F[2(m-1), 2(N-m), p]$ , то проверяемая гипотеза отклоняется.

**Некоррелированность двух совокупностей векторов.** Проверяемая гипотеза — две совокупности векторов (направления  $I_n$  и нормали к плоским) некоррелированы. Предварительно оба распределения центрируют, т. е. помещают среднее направление в полюс сферы по формулам

$$\cos J_{2i} = \sin J_0 \sin J_{1i} + \cos J_0 \cos J_{1i} \cos(D_{1i} - D_0),$$

$$D_{2i} = \arccos \left[ \frac{\sin J_{1i} - \sin J_0 \cos J_{2i}}{\cos J_0 \sin J_{2i}} \right] \operatorname{sign}[\sin(D_{1i} - D_0)],$$

где  $D_{1i}$ ,  $J_{1i}$  — координаты (склонение и наклонение) исходных векторов,  $D_{2i}$ ,  $J_{2i}$  — координаты центрированных векторов,  $D_0$ ,  $J_0$  — координаты центра распределения, а  $\operatorname{sign}(x)$  — знак числа  $x$ . Центрированные векторы переводятся в декартовы координаты [1]. Используемые критериальные статистики — девять коэффициентов ранговой корреляции Спирмэна  $r_s$  между декартовыми координатами двух совокупностей векторов.

Коэффициент ранговой корреляции  $r_s$  для выборки  $(u_i, v_i)$  объема  $N$  определяется как обыкновенный коэффициент корреляции ранговых переменных [11]. Для этого ранжируются значения  $u$  по возрастанию, присваивая им ранги от 1 до  $N$ . Аналогичная операция проводится и с  $v$ . Величина коэффициента ранговой корреляции

$$r_s = 1 - 6(d_1^2 + \dots + d_N^2) / (N^2 - N),$$

где  $d_i$  — разность между значениями рангов  $i$ -го значения  $u$  и соответствующего значения  $v$ . Если величина хотя бы одного из девяти вычисленных критериев  $r_s$  больше некоторого критического значения (см. табл. в [11] для  $N \leq 30$ ), то проверяемая гипотеза отклоняется [10]. Для  $N > 30$  в качестве критерия можно воспользоваться величиной

$$t_s = r_s \sqrt{(N-2)/(1-r_s^2)}.$$

Гипотеза отклоняется, если  $t_s > t[N-2, p]$ , где  $t[\mu, p]$  — критические значения  $t$ -распределения Стьюдента при уровне значимости  $p$  с  $\mu$  степенью свободы.

**Оценка точности метода Холлса.** 1. Случай одной плоскости ( $N$  векторов).  $(1-p) \cdot 100\%$ -ный доверительный конус вокруг нормали к плоскости, определенной методом Холлса [16] в элементах полярных координат  $(\alpha, \beta)$  дается уравнением [9]

$$\lambda_1 \cos^2 \alpha + (\lambda_2 \cos^2 \beta + \lambda_3 \sin^2 \beta) \sin^2 \alpha = q,$$

где  $q = \lambda_1 (N-2 + 2F_0[2, N-2, p]) / (N-2)$ , а  $\lambda_1 < \lambda_2 < \lambda_3$  — собственные числа симметрической матрицы

$$V = \begin{bmatrix} \sum x_i^2 & \sum x_i y_i & \sum x_i z_i \\ \sum y_i^2 & \sum y_i z_i & \\ \sum z_i^2 & & \end{bmatrix}.$$

Здесь  $x_i, y_i, z_i$  — декартовы координаты  $i$ -го палеомагнитного вектора ( $i=1, \dots, N$ ).

Учитывая, что средние значения для  $\cos^2 \beta$  и  $\sin^2 \beta$  равны  $\frac{1}{2}$ , для средней величины  $\bar{a}$  имеем

$$\sin \lambda = \sqrt{2F_0\lambda_1 / [(N-2)(\lambda^* - \lambda_1)]}, \quad (1)$$

где  $\lambda^* = (\lambda_2 + \lambda_3)/2$ .

2. Случай  $q$  плоскостей по  $n_j$  векторов в каждой ( $j=1, \dots, q$ ). Предварительно для каждой плоскости получаем оценку  $\bar{a}_j$  по формуле (1). Далее вновь решаем задачу на собственные значения для матрицы

$$W = \begin{bmatrix} \sum R_j x_j^2 & \sum R_j x_j y_j & \sum R_j x_j z_j \\ \sum R_j y_j^2 & \sum R_j y_j z_j \\ \sum R_j z_j^2 \end{bmatrix}.$$

Здесь  $x_j, y_j, z_j$  — декартовы координаты нормали к  $j$ -й плоскости, а  $R_j = -n_j(1-n_j\bar{a}_j/19600)$  — вес, равный длине результирующего вектора фиктивной «фишеровской» выборки объемом  $n_j$  и  $\alpha_{95} = \bar{a}_j$ .

Оценка средней величины  $\bar{a}$  вычисляется по формуле (1), где  $N = \Sigma n_j$ , а  $F_0 = F[q-2, 2(N-q), p]$ .

#### Литература

1. Палеомагнитология/Под ред. Храмова А. Н. Л.: Недра, 1982. 312 с.
2. Graham J. W. The stability and significance of magnetism in sedimentary rocks// J. Geophys. Res. 1949. V. 54. P. 131–167.
3. Баженов М. Л. Исследование локальных тектонических деформаций палеомагнитным методом // Изв. АН СССР. Физика Земли. 1979. № 11. С. 53–59.
4. Печерский Д. М., Нуен Тхи Ким Тхое. Палеомагнетизм вулканитов олиолитовых серий и позднемеловых эфузивов Армении // Изв. АН СССР. Физика Земли. 1978. № 3. С. 48–63.
5. MacDonald W. D. Net tectonic rotation, apparent tectonic rotation and the structural tilt correction in paleomagnetic studies // J. Geophys. Res. 1980. V. 85. № B7. P. 3659–3669.
6. McElhinny M. W. Statistical significance of the fold test in palaeomagnetism // Geophys. J. Roy. Astron. Soc. 1964. V. 8. P. 338–340.
7. Инко Я. Математико-статистические таблицы. М.: Госстатиздат, 1961. 22 с.
8. McFadden P. L., Jones D. L. The fold test in palaeomagnetism // Geophys. J. Roy. Astron. Soc. 1981. V. 67. P. 53–58.
9. Mardia K. V. Statistics of directional data. London: Acad. Press, 1972. 358 p.
10. Барра Ж.-Р. Основные понятия математической статистики. М.: Мир, 1974. 280 с.
11. Паллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики. М.: Финансы и статистика, 1982. 344 с.
12. Баженов М. Л., Буртман В. С. Происхождение структурной дуги Малого Кавказа // Докл. АН СССР. 1986. № 2. С. 321–324.
13. Bazhenov M. L. Paleomagnetism of Cretaceous and Paleogene sedimentary rocks from Kopet-Dagh and its tectonic implications // Tectonophysics. 1987. V. 108. P. 236–249.
14. Баженов М. Л., Шипунов С. В. Палеомагнетизм меловых пород Северной Евразии: новые результаты и анализ // Изв. АН СССР. Физика Земли. 1985. № 6. С. 88–100.
15. Храмов А. Н. Палеомагнитная корреляция осадочных толщ. Л.: ВНИГРИ, 1985. Вып. 116. 219 с.
16. Halls H. C. A least-squares method to find a remanence direction from converging remagnetization circles // Geophys. J. Roy. Astron. Soc. 1976. V. 45. P. 297–304.
17. Schmidt P. W. Bias in converging great circles methods // Earth and Planet. Sci. Lett. 1985. V. 72. P. 427–432.