

Количественная стратиграфическая корреляция



КОЛИЧЕСТВЕННАЯ СТРАТИГРАФИЧЕСКАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ

QUANTITATIVE STRATIGRAPHIC CORRELATION

Edited by

J. M. CUBITT

Poroperm Laboratories Limited, Chester, UK.

and

R. A. REYMENT

Uppsala Universiteit, Uppsala, Sweden

JOHN WILEY & SONS
CHICHESTER · NEW YORK · BRISBANE · TORONTO · SINGAPORE

Количественная стратиграфическая корреляция

Под редакцией
ДЖ. КУБИТТА И Р. РЕЙМЕНТА

Перевод с английского
канд. геол.-мин. наук С. В. СИРОТИНСКОЙ

под редакцией
д-ра геол.-мин. наук Д. А. РОДИОНОВА



МОСКВА «МИР» 1985



4484

ББК 26.3

К60

УДК 551.7.02:681.3

Г. О. Кессе, Дж. Кубитт, Р. Реймент, Ф. П. Агтерберг, Б. Р. Шоу, Р. Каримати, А. Марини, Р. Потенца, И. Динеш, Л. Е. Эдвардс, Дж. К. Брауэр, В. А. Бурро, Э. Давауд, С. А. Миллендорф, М. Т. Миллендорф, М. Э. Хон, Ф. М. Градштейн, Б. К. Гхош, А. Д. Гордон, И. Кожан, Г. Бремье-Тейль, В. Шварцахер, К. М. Гриффитс

К60 **Количественная стратиграфическая корреляция:** Пер. с англ./Под ред. Дж. Кубитта и Р. Реймента. — М.: Мир, 1985. — 376 с., ил.

Практически первое в геологической литературе обобщение материалов, подготовленное учеными из Великобритании, Швеции, Канады, США, Италии и других стран, посвященное различным аспектам применения математических методов и ЭВМ в стратиграфических исследованиях. Рассматриваются как теоретические основы, так и простые методики количественных расчетов, что позволяет использовать часть книги как практическое руководство для стратиграфов, особенно при проведении нефтепоисковых работ. Предлагаются новые методы анализа цикличности осадконакопления и алгоритмизации каротажных данных.

Для геологов — съемщиков и поисковиков, стратиграфов, литологов и нефтяников, а также для студентов и преподавателей геологических специальностей.

К $\frac{1904040000-453}{041(01)-85}$ 120—85, ч. 1

ББК 26.3

552

Редакция литературы по геологии

Copyright © 1982 by John Wiley & Sons Ltd.
All Rights Reserved. Authorised translation
from the English language edition published by
John Wiley & Sons Ltd.

© Перевод на русский язык, «Мир», 1985.

ОТ РЕДАКЦИИ

Эта книга представляет собой последний сборник статей, написанных участниками Проекта 148 по разработке количественной геологической корреляции, входящего в Международную Программу геологической корреляции. В задачи Проекта входила как разработка количественных методов геологической корреляции, так и применение этих методов при решении конкретных геологических задач. Четкую границу между этими двумя аспектами провести трудно, и практически в каждой статье содержатся методические разработки и приводятся примеры конкретного применения того или иного количественного метода. Однако наиболее общие методологические вопросы, а именно формализация стратиграфии и корреляции, рассмотрены в специальном, первом разделе книги.

Следует отметить, что почти все предлагаемые авторами сборника математические методы обработки данных не имеют строгого математического обоснования и являются чисто эвристическими, хотя и используют довольно сложные приемы статистической обработки данных, например спектральный анализ. Тем не менее это не умаляет ценности проделанной работы, так как она является по сути первым шагом на пути планомерного использования числа и меры при корреляции и позволяет делать более обоснованные и надежные выводы по сравнению с выводами, получаемыми с помощью традиционных приемов. Кроме того, почти все предлагаемые в книге методы в той или иной степени устраняют влияние на результаты исследования субъективного фактора, которое до настоящего времени при решении стратиграфических задач остается весьма существенным.

Книга, несомненно, будет полезна всем геологам, занимающимся вопросами био- и литостратиграфии, палеонтологии, геологической корреляции и количественного представления геологических данных с использованием современной вычислительной техники.

ПРЕДИСЛОВИЕ

Мне доставляет большое удовольствие представить на суд читателя этот сборник статей по количественной стратиграфической корреляции, в котором обобщены весьма важные результаты деятельности рабочей группы Проекта 148 МПГК (Международной Программы геологической корреляции). Естественно, что научные достижения Проекта можно оценивать именно по публикациям подобного рода.

МПГК действует с 1972 г., причем к 1981 г. она объединила 49 исследовательских проектов, охватывающих тысячи участников. Основное внимание МПГК уделяет сбору и распространению в мировом масштабе сведений о положении геологических событий в пространстве и времени. Определенное место в ней отводится функциональным исследованиям в области природных условий и ресурсов.

Проект 148 по разработке методов количественной стратиграфической корреляции начал свою деятельность в 1976 г как один из нескольких проектов, имеющих дело с количественными методами и обработкой данных для геологической корреляции. Этот Проект также имеет дело с применением количественных методов временных геологических определений — установлением последовательности событий в прошлом и уточнением геологического календаря.

В течение первых нескольких лет существования Проекта его участники сосредоточили внимание на разработке методов стратиграфической корреляции на базе ЭВМ. В 1981 г. на сессии Совета МПГК в Париже отмечалось, что в последние годы работы по Проекту 148 велись весьма активно и охватили новые страны. Сессия продлила на два года срок завершения Проекта, первоначально намеченный на 1981 г. В настоящее время Проект вступил во вторую стадию усовершенствования и практического применения разработанных методов. Организаторы активно продолжают поиски возможностей разъяснения и внедрения в практику их подхода в качестве дополнения к традиционным методам.

Одна из задач МПГК заключается в передаче знаний развивающимся странам. Так, Проект 148 организовал ус-

пешно работающую группу в Кхаракпуре в Индии, а в дальнейшем планируется проведение ряда совещаний в развивающихся странах.

Я надеюсь, что результаты законченных к настоящему времени исследований, их распространение с помощью рабочих групп и чтения курсов лекций в значительной степени уменьшат существующие неопределенности, связанные с автоматизацией стратиграфических исследований. Эта книга представляет собой веху в развитии количественной стратиграфии и затрагивает новую многообещающую область знаний, которая заслуживает дальнейшей разработки.

Аккра, Гана, ноябрь 1981 г.

Г. О. Кессе
Председатель Совета МПГК

ПРЕДИСЛОВИЕ РЕДАКТОРОВ

Основой стратиграфии является корреляция. Стандартные методы корреляции связаны с поиском и установлением идентичных точек или уровней в сравниваемых стратиграфических последовательностях. Начало использованию зон распространения ископаемых организмов для решения задач корреляции было положено Альбертом Оппелем, сформулировавшим свою идею применительно к толщам юрских отложений Великобритании. Затем концепция зональности была распространена на распределение других характеристик (маркирующих горизонтов, содержаний минералов и т. д.).

Нефтедобывающая промышленность оказалась главной областью применения непалеонтологических методов корреляции наряду с классической микрорепалеонтологией. Несмотря на то что существует обширный набор каротажных методов, которые весьма дорого обходятся, способы оценки не претерпели значительных изменений с тех пор, как более столетия назад Альберт Оппель высказал свою идею. Конечно, делались попытки извлекать с помощью корреляционных методов по возможности больше информации из данных об ископаемых организмах при изучении скважин, но эта тенденция чревата статистической необоснованностью и ошибками.

Хочется надеяться, что, выпуская эту книгу, мы делаем первый шаг по пути создания связанного представления о количественных методах в стратиграфической корреляции. Читатель скоро убедится, что рассматриваемые статистические задачи значительно сложнее и решаются труднее, чем это может показаться на первый взгляд. Некоторые возникающие в этой связи вопросы невозможно решить без привлечения последних достижений в теории математической статистики. Упомянем также, что необходимость идентифицировать аномальные наблюдения сама по себе очевидна.

Следует надеяться, что представленные в этой книге результаты окажутся полезными для многих исследователей, работающих в области стратиграфической корреляции, а также, что они послужат стимулом для дальнейшей работы и плодотворного сотрудничества специалистов по математической статистике и геологов.

Джон Кубитт
Чичестер, Англия

Ричард Реймент
Упсала, Швеция

ВВЕДЕНИЕ

МПК, ПРОЕКТ 148: ОБОСНОВАНИЕ, ЗАДАЧИ И ДОСТИЖЕНИЯ

Ф. П. Агтерберг

ОБЩИЕ СВЕДЕНИЯ

Международная программа геологической корреляции подчиняется ЮНЕСКО и Международному союзу геологических наук. Успешная совместная работа началась в 1972 г. Активность МПК направлена на уточнение и оценку методов, используемых при корреляции геологических зависимостей и событий, в анализе процессов, протекающих при орогенезе, а также при изучении закономерностей образования месторождений минерального сырья.

Для решения этих задач приходится затрагивать многие смежные области наук, включая математику и биологию. Это связано как с большим числом используемых методов, так и со значительным разнообразием решаемых геологических задач, касающихся не только геохронологии и стратиграфии, но также палеонтологии, вулканизма, метаморфизма, тектоники, геологии месторождений полезных ископаемых, включая геостатистику и обработку данных.

Научные исследования по МПК можно отнести к следующим четырем разделам: (1) время и стратиграфия с особым упором на практические приложения; (2) крупные геологические события во времени и пространстве и их использование при изучении фациальных процессов; (3) распределение месторождений полезных ископаемых в пространстве и времени и связь процессов рудообразования с другими событиями в истории Земли; (4) количественные методы и обработка данных при геологической корреляции. В пределах этих четырех разделов существует обширный диапазон возможных задач для отдельных проектов. Советом МПК были определены следующие четыре первоочередные темы, которым следует уделить особое внимание: (а) последовательность событий во времени; (б) эволюция древней (докембрийской) коры; (в) геологическая обстановка и человек; (г) энергия и минеральное сырье.

Проект 148 МПК (Оценка и разработка методов количественной стратиграфической корреляции) относится к разделу (4) и к первоочередной теме (а). Он был впервые предло-

жен Международной ассоциацией математической геологии. В 1976 г. начал свою деятельность Проект по количественной биостратиграфической корреляции под руководством Дж. К. Брауэра. Однако несколько позднее в том же году все аспекты количественной стратиграфической корреляции было решено объединить в единый Проект, возглавляемый Дж. М. Кубиттом. В 1979 г. руководителем Проекта стал Ф. П. Агтерберг. К концу 1981 г. Проект насчитывал 159 участников и корреспондентов в 25 странах. Как правило, ежегодно по Проекту проводится одно международное заседание в дополнение к заседаниям каждой из рабочих групп в Канаде, Индии, Великобритании и СССР. Результаты текущей деятельности и планы на будущее ежегодно публикуются секретариатом МПГК в Париже, а также в полугодовых отчетах по Проекту 148. Проект будет завершен к концу 1983 г.

В течение последних пяти лет было разработано много методов стратиграфической корреляции, реализуемых на ЭВМ. Данная книга представляет собой наиболее полный сборник статей, написанных участниками Проекта. Ранее были опубликованы сборник трудов 1-го Международного заседания по количественной корреляции, состоявшегося в Сиракузском университете, штат Нью-Йорк, в 1977 г. [3], и книга под редакцией Джилла и Мерриам [4], в которую вошли доклады, представленные на 2-е Международное заседание, проходившее в Иерусалиме в Израиле в 1978 г. Другие работы, связанные с Проектом, включая программы для ЭВМ, были опубликованы отдельно. Полный список статей можно найти в периодических изданиях по геологической корреляции и в каталогах МПГК. Общая библиография публикаций по количественной биостратиграфической корреляции до 1980 г. была опубликована Брауэром ([2] — 136 наименований), а по количественной литостратиграфической корреляции — Манном ([5] — 156 наименований).

Поддерживалась связь с другими Проектами МПГК, особенно с Проектом 1 (точность во времени). В октябре 1981 г. в Оттаве состоялось общее собрание участников четырех количественных проектов МПГК, принадлежащих к разделу (4) (Проекты 98, 148, 154 и 163) (доклад автора опубликован в декабрьском выпуске *Episodes* за 1981 г.).

ЗАДАЧИ ПРОЕКТА 148

Главная задача Проекта заключается в развитии на базе ЭВМ математической теории и анализе геологической информации, необходимых для практического применения методов автоматизированной корреляции в стратиграфии. Исследователи различных стран проводят эту работу параллельно в обла-

сти как био-, так и литостратиграфии. Путем установления региональных стандартов упорядоченных стратиграфических событий и проведения корреляции на основе этих стандартов был решен ряд специальных проблем. Подготовлены полные описания различных методов, применяемых для одинаковых массивов данных с тем, чтобы можно было оценить их достоинства и недостатки. Особое внимание уделяется демонстрации реализуемых на базе ЭВМ количественных методов и сравнению результатов их применения с результатами общепринятой качественной стратиграфической корреляции. В течение первых трех лет в работах по Проекту основной упор делался на разработку методов. Последние несколько лет наибольшая активность перемещается из области разработки методов в область их приложения к решению конкретных стратиграфических задач с использованием больших баз данных для некоторых регионов Северной Америки, Европы и Индии. Анализировались также массивы данных, полученные в ходе реализации Проекта глубоководного бурения.

Исследования велись по следующим главным проблемам: (1) создание и формулирование математической теории стратиграфических зависимостей; (2) разработка стандартов и кодов для биостратиграфической, экологической, литологической и фациальной информации, получаемой при каротаже скважин и изучении керна и поверхностных разрезов; (3) развитие теории математической корреляции; (4) разработка практических методов литостратиграфической корреляции, преимущественно на основе спектрального анализа (интервал частот), определения зональности (интервал времени), стратиграфической интерполяции и многомерного статистического анализа; (5) разработка практических методов биостратиграфической корреляции, особенно количественного представления комплексных фаунистических зон, методов анализа последовательностей, соответствующих теоретических подходов, морфометрии во времени и многомерной методологии; (6) региональная проверка методов, разработанных на стандартных массивах данных; (7) сравнительная оценка машинных алгоритмов по проблемам (1)–(5). К настоящему времени многие работы по проблемам (1)–(5) были завершены, большая часть работ по проблемам (6) и (7) была начата только в 1979 г. и продолжается в настоящее время.

ЗНАЧЕНИЕ ПРОЕКТА 148

1980-е годы являются многообещающими для поисков подходящих методов количественной стратиграфической корреляции на базе межотраслевых исследований. С одной стороны,

было достаточно времени для систематизации, переработки и применения методов, разработанных в течение первых лет работы по Проекту 148. С другой стороны, многочисленные национальные и международные совещания своими дискуссиями и публикациями способствовали интенсификации исследований и сделали доступной для широких кругов стратиграфов новые методы. Это также поможет геоматематикам ближе познакомиться с задачами стратиграфии.

Хотя в течение последних нескольких лет в области количественной стратиграфии был достигнут значительный прогресс, следует иметь в виду, что согласия среди геологов о применимости этого подхода еще не существует. В области биостратиграфии этот вопрос недавно обсуждался Раупом [6], который отметил, что в течение 1970-х годов внедрение ЭВМ в биостратиграфию разочаровало «малым реальным прогрессом при больших потенциальных возможностях». Брауэр [2] неоднократно подчеркивал, что большинство биостратиграфов сопротивляются применению количественных методов по двум причинам. Во-первых, многие из количественных методов весьма сложны, а большинство биостратиграфов предпочитают простые методы. Во-вторых, в большинстве количественных методов используется методология, которая в своей основе чужда биостратиграфам.

Замечания Брауэра в равной степени относятся и к литостратиграфической корреляции. Недостатки в этой области отмечались Робинсоном [7]. Они особенно часты в тех случаях, когда слишком полагаются на машинные методы обработки данных, не всегда являющиеся пригодными для решения поставленных задач.

В течение последних лет участники Проекта 148 обращались к задачам, упомянутым в предыдущих абзацах. При разработке оригинальных методов большое внимание уделялось проблеме стратиграфической обоснованности. Следует отметить, что для достижения этой цели необходима тесная взаимосвязь между стратиграфами и геологами-математиками. Участники Проекта 148 в настоящее время руководят рабочими группами и читают краткие курсы лекций для того, чтобы возможно большее число академических и неакадемических стратиграфов приобщить к реальным практическим задачам [1].

При передаче разработок в развивающиеся страны необходимо помнить, что не следует рекомендовать методы, которые невозможно использовать из-за отсутствия нужных вычислительных средств. Проект 148 стимулирует исследования в этих странах и реализацию их возможностей. Значительно возросло участие Индии в этих работах; в 1980 г. там были созданы многочисленные группы по количественной стратиграфии. Это была одна из главных причин того, что первоначально установ-

ленный срок окончания работ по Проекту 148 (1981 г.) был продлен на два года.

Быстрое накопление информации в области прикладных и академических геологических наук привело к росту потребности в количественной обработке данных с помощью машин или построения графиков. В связи с этим быстро возросла необходимость разработки числовых моделей для решения конкретных геологических задач. Исследования в области биостратиграфии, литостратиграфии (особенно каротаж скважин) и седиментологии способствовали успешному применению количественного моделирования. Простые статистические и другие количественные методы можно использовать при корреляции биостратиграфических событий, биологической зональности, при классификации и попарном объединении литофаций по данным каротажа скважин или изучения керна, при установлении литофациальных различий и определении скорости и масштабов геологических процессов относительно количественной временной шкалы.

Для большинства из этих исследований достаточно небольших знаний математики. Однако обработка стратиграфической и седиментологической информации требует более сложных методов. В настоящее время активно изыскивается возможность продемонстрировать широкой аудитории стратиграфов автоматизированные методы стратиграфической корреляции, которые уже разработаны.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Agterberg F. P., Grandstein F. M.*, 1981. Workshop on quantitative stratigraphic correlation techniques, Ottawa, February 1980, *Jour. Math. Geol.*, 13(1), 81—91.
2. *Brower J. C.*, 1981. Quantitative biostratigraphy, 1830—1980, in *Merriam D. F.*, ed., *Computer Applications in the Earth Sciences — An Update of the 70s*, Plenum Press, New York, pp. 63—103.
3. *Cubitt J. M.*, 1978. Introduction to Proceedings of the 6th Geochautauqua on Quantitative Stratigraphic Correlation, *Computers & Geosciences*, 4(3), 215—216.
4. *Gill D., Merriam D. F.*, 1979. *Geomathematical and Petrophysical Studies in Sedimentology*, Pergamon Press, Oxford, 266 pp.
5. *Mann C. J.*, 1981. Stratigraphic analysis: Decades of revolution (1970—1979) and refinement (1980—1989), in *Merriam D. F.*, ed., *Computer Applications in the Earth Sciences — An Update of the 70s*, Plenum Press, New York, pp. 211—242.
6. *Raup D. M.*, 1981. Computer as a research tool in paleontology, in *Merriam D. F.*, ed., *Computer Applications on the Earth Sciences — An Update of the 70s*, Plenum Press, New York, pp. 267—281.
7. *Robinson J. E.*, 1978. Pitfalls in automatic lithostratigraphic correlation, *Computers & Geosciences*, 4(3), 273—275.

ФОРМАЛИЗОВАННАЯ СТРАТИГРАФИЯ И КОРРЕЛЯЦИЯ

КРАТКАЯ ЗАМЕТКА О КОРРЕЛЯЦИИ ГЕОЛОГИЧЕСКИХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ¹

Брайан Р. Шоу

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

При геологической корреляции существенную роль играют два основных обстоятельства — это, с одной стороны, использование геологических единиц, а с другой — возможность продемонстрировать их соответствие друг другу. Несмотря на то, что для описания различных видов стратиграфических единиц были разработаны соответствующие коды, точного определения корреляции сделано не было. Развитие современных методов корреляции требует ясного понимания необходимости устранения зависимости методологии от интерпретации.

В связи с тем, что стратиграфические единицы можно представить как формально, так и неформально, процесс геологической корреляции также можно либо формализовать, либо не делать этого. Принципиальная разница зависит от того, можно ли демонстрировать соответствие физически, или же проследить в обнажении. Любое предполагаемое соответствие не является прямым. Процедура, которая не сравнивает, а противопоставляет стратиграфические единицы, будет не корреляцией, а подбором пар. Такой подбор представляется полезным при выявлении зависимостей между последовательностями данных, но не имеет отношения к стратиграфической интерпретации.

«Формация при любом другом названии будет одинаково хорошо картироваться» [3].

ВВЕДЕНИЕ

Эта статья акцентирует внимание на использовании стратиграфических единиц в геологической корреляции и возможности продемонстрировать их соответствие. Без совместного рассмотрения этих понятий при любом стратиграфическом анализе интерпретация не даст каких-либо содержательных результатов. Несмотря на то что понятие «геологическая корреляция» нередко употребляется в обобщенном неформальном смысле, применение количественных методов приводит к необходимости ясного и краткого его определения.

Корреляция. Процедура корреляции заключается в выявлении геометрических зависимостей между породами, ископаемыми остатками организмов или сериями геологических данных

Brian R. Shaw. Amoco Production Co., P. O. Box 3092, Houston, TX 77001, USA. Новый адрес: Samson Resources Co., 1010 Lamar Building, Suite 1575, Houston, Texas 77002, USA.

¹ Опубликовано с разрешения Amoco Production Company.

с целью интерпретации и получения выводов для построения фациальных и структурных моделей, а также палеогеографических реконструкций. Следовательно, задача корреляции заключается в установлении эквивалентности стратиграфических единиц. Коды стратиграфической номенклатуры были установлены [5, 1] для того, чтобы определить понятия и процедуры, необходимые для создания стратиграфических единиц — краеугольного камня стратиграфии.

Критический вопрос любого стратиграфического анализа заключается в том, что объекты, характеризующиеся сходными характеристиками, должны быть объединены в одну стратиграфическую единицу. Установлено, что природа стратиграфической единицы и количество данных определяют как объект анализа, так и надежность интерпретации.

Предопределенность выбора стратиграфической единицы в значительной степени влияет на последующую оценку. Так, если первичными задачами являются литология и структура, то приемлемы литостратиграфические единицы. Если же главный интерес сосредоточен на временных зависимостях между разрезами, то можно воспользоваться биостратиграфическими единицами. Однако между стратиграфами не всегда достигается полное согласие, и это может быть причиной возникновения ряда проблем при попытках количественного представления стратиграфической корреляции.

Корни дебатов о смысле геологической корреляции берут свое начало в самой стратиграфии. Первоначально усилия геологов были направлены на установление соответствия слоя в различных областях преимущественно в связи с возрастом пород. Первые попытки учета генезиса при стратиграфических исследованиях принадлежат Джону Смит и Абрахаму Вернеру. К сожалению, они подходили к этой проблеме с различных позиций. Смит пытался провести корреляцию путем поиска временных эквивалентов, используя сообщества ископаемых организмов и их вертикальную последовательность. Вернер попытался решить аналогичную задачу с позиций литологической последовательности. Несмотря на то что происхождение базальтов, гранитов и других кристаллических пород в этом столетии стало подменять возрастные соотношения, все же главным показателем остается эквивалентность во времени и сходство последовательностей по литологии. Грабау [4] привел список фундаментальных понятий для корреляционного сопоставления, являющийся основой «всей стратиграфической работы». Кроме того, такие понятия, как стратиграфическая непрерывность, литология, остатки ископаемых организмов, согласие и несогласие слоев, а также диастрофизм, рассматривались им как средства установления соответствия.

Сначала была сделана попытка установления синхронности образования слоя в отдельных регионах. В связи с развитием точных палеонтологических методов и методов определения абсолютного возраста эта задача стала надежно решаемой. Однако это привело к необходимости установления различных целей корреляции. Задачи поиска углеводородов потребовали изучения геометрических особенностей изучаемых стратиграфических единиц наряду с возрастом, а в некоторых ситуациях привели к устранению задачи временного соответствия. Так, Шенк и Мюллер [8] возродили понятие Вернера о литологической последовательности без учета времени.

Необходимость определения понятия литостратиграфии является результатом рассмотрения таких понятий, как стратиграфия во времени и стратиграфия пород как эквивалентов. Кроме того, наличие корреляции во времени не означает соответствия пород [10]. В связи с этим возникает семантический вопрос о смысловом значении термина «корреляция». Подлежат ли корреляции только временные эквиваленты (например, [7]) или любые стратиграфические единицы [6]? Несмотря на то что Американская ассоциация геологов-нефтяников и Общество палеонтологов и минералогов, занятых в промышленности, провели на эту тему симпозиум [3], дискуссия не прекратилась [2]. Как в «Международном стратиграфическом путеводителе» [5], так и в «Кодах стратиграфической номенклатуры» [1] выделяются формальные литологические единицы, но только в первом подчеркивается, что термин «корреляция» означает общую процедуру без временных приложений.

Действительно, общее употребление термина «корреляция» применительно к литостратиграфическим единицам было предметом дискуссии в промышленности и науке. Иными словами, как понималась задача, так понимался и термин в связи с тем, что литологические и палеонтологические процедуры были визуальными. Однако с появлением количественных методов вычисление характеристик соответствия перестает быть произвольным процессом, и смысл фразы «он коррелируется» может значительно различаться при интерпретации. Развитие современных методов корреляции приводит к необходимости связи методологии и интерпретации результатов. Следовательно, термин «корреляция» нужно понимать в определенных рамках, в связи с чем ограничения и преимущества различных методов будут легко выявлены. Как в «Международном стратиграфическом путеводителе», так и в «Кодах стратиграфической номенклатуры» разработаны формальные определения стратиграфических единиц, и в настоящее время любые корреляционные сопоставления, использующие эти единицы, должны отражать сущность процесса корреляции так, чтобы получаемые при этом выводы были содержательными. Иными словами, любое специаль-

ное дополнительное обозначение корреляционно представляемого соответствия стратиграфических единиц должно иметь смысл.

Второе «специальное дополнительное определение» геологической корреляции касается понятия демонстрируемого соответствия стратиграфической единицы. Согласно позиции Американской комиссии по стратиграфической номенклатуре [1], существуют формальные и неформальные компоненты стратиграфии. Крамбейн и Шлосс [6] предлагают два формальных требования — картируемость и постоянство признака, тогда как неформальные составляющие определяются или с помощью косвенных измерений (каротаж скважин, скорости звука), или путем качественных наблюдений. Таким образом, второе определение корреляции можно сделать аналогичным способом. Формальная корреляция — это то, что можно «продемонстрировать», представить физически, из чего следует, что физическое прослеживание стратиграфических единиц представляет собой лишь метод, иллюстрирующий бесспорное соответствие.

Таким образом, возможны два подхода к определению понятия корреляции:

- 1) использование стратиграфических единиц,
- 2) демонстрация соответствия.

К сожалению, при классификации могут быть исключены из рассмотрения наиболее часто употребляемые методы, основанные на сравнении свойств стратиграфических единиц, например таких, как электрическое сопротивление, содержание нерастворимого остатка или скорость звука. Было бы нелепо предположить, что результаты каротажа скважин нельзя коррелировать и, следовательно, корреляционные сопоставления нужно рассматривать либо как формальные, либо как неформальные. Неформальная корреляция представляет собой косвенное прослеживание стратиграфических единиц с помощью проекций изучаемых свойств. Кроме того, косвенную корреляцию нельзя физически продемонстрировать, но она имеет различные уровни надежности, так как некоторые методы косвенной корреляции (например, радиологическое определение возраста) могут быть достаточно точными, тогда как другие (например, последовательное изменение цвета) — нет.

Как уже отмечалось выше, концепция геологической корреляции включает использование стратиграфических единиц и определение демонстративности, что ведет непосредственно к постановке вопроса о подборе последовательности как противоположности корреляции [9]. Такой подбор определяется соответствием разрезов, охарактеризованных упорядоченными данными, независимо от стратиграфических единиц. Он не является чем-то необычным, как может показаться, например, seismic-

ческое «корреляционное» прослеживание, которое весьма часто используется при анализе стратиграфических разрезов.

Различие между подбором и корреляцией можно продемонстрировать на простом примере. Даны два разреза, характеризующиеся повторяющимися литологическими особенностями. Их можно совместить так, что соответствие между ними будет

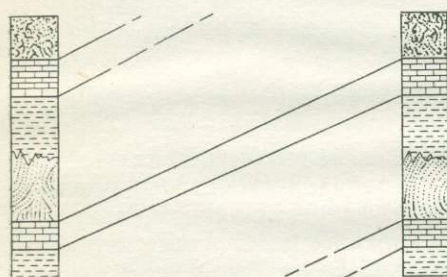
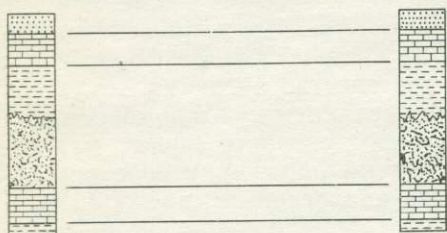


Рис. 1. Два разреза со сходными породами и подразделениями, выделенными по ископаемой фауне. В верхней части показан подбор, а в нижней — корреляция [10].

звать непосредственно со степенью достоверности стратиграфических выводов для каждого процесса исследования. Так, например, если корреляционный метод можно рассматривать как формальный, то из этой зависимости можно получить прямые выводы. С другой стороны, если процесс исследования представляет собой подбор, то соединительные линии не дают основания для корреляционных выводов, так как они не отделяют стратиграфические единицы.

В заключение остановимся еще на одном вопросе. Независимо от физического прослеживания существуют два основных метода выявления корреляции. Традиционно косвенные корреляционные связи устанавливаются достаточно произвольно, например путем визуального сравнения каротажных диаграмм по

точным. На этой стадии процесс представляет собой подбор. Однако при интерпретации стратиграфической последовательности следует весьма осторожно выбирать стратиграфические единицы, несмотря на их кажущуюся идентичность. Такой процесс будет представлять собой корреляцию (рис. 1). Следовательно, степень сложности математических методов обработки данных не имеет значения, если при этом не ставится задача установления стратиграфических подразделений; применение ЭВМ дает в этом случае подбор последовательностей, а не корреляцию в геологическом смысле.

В связи с этим очень важно так определить термин «корреляция», чтобы различающиеся методы корреляции можно было свя-

скважинам. Однако в настоящее время благодаря появлению быстроедействующих электронно-вычислительных машин стало возможным проводить систематические измерения соответствия. При сравнении стратиграфических единиц можно воспользоваться в качестве содержательного критерия некоторым показателем эквивалентности, например радиологическими определениями возраста, являющимися простыми числовыми показателями соответствия.

В том случае, когда критерий достаточно строгий, так что наличие уникального набора свойств является как достаточ-

Корреляция	формальная	Физическое прослеживание стратиграфических единиц		
	косвенная	произвольно	систематически	
		Визуальные сравнения	монотетически	политетически
	числовая эквивалентность		статистическая эквивалентность	
Подбор	Сравнение нестратиграфических единиц			

Рис. 2. Систематизация корреляции.

ным, так и необходимым для установления эквивалентности, корреляцию можно назвать монотетической. В ситуации, когда эквивалентность описывается с помощью статистических мер, например таких, как наибольшее число выделенных характеристик, нет единой характеристики существенности или достаточности, и корреляция может быть названа политетической; примером может служить вычисление показателя сходства между сопоставляемыми зонами развития ископаемых фаунистических комплексов. Связь между различными подходами к геологической корреляции является весьма отчетливой и показана на рис. 2. Эта схема, кроме того, воплощает идею, заключающуюся в том, что если задача анализа не требует применения стратиграфических единиц, то ее решение становится процедурой подбора, тогда как корреляция может проводиться только на основе стратиграфических подразделений.

Значение этой концепции заключается как в постановке задачи, так и в интерпретации результатов стратиграфического анализа. За последнее время большое число способов обработки данных, использующих тонкие числовые методы, наводнили журналы, но вопрос о том, как они связаны с теорией стра-

тиграфии, до сих пор остается нерешенным. К таким методам относится интерпретация данных сеймостратиграфических исследований применительно к областям, недоступным для существующих методов опробования. Однако если сейсмическое прослеживание не ставит своей целью выявление соответствия, то волна может оказаться привязанной непосредственно к стратиграфической единице, и результаты интерпретации будут представлять собой подбор, а не корреляцию. Это не значит, что сеймостратиграфические исследования не нужны, их только не надо путать со стратиграфией, основанной на непосредственных наблюдениях.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В заключение следует подчеркнуть, что необходимость введения дополнительной терминологии всегда вызывает сомнения. Однако можно надеяться, что схема, изображенная на рис. 2, может помочь в оценке методов количественной корреляции и определит их место в формальной стратиграфии.

Благодарности. Эти идеи развились в ходе исследований по Проекту 148 Международной программы геологической корреляции под влиянием д-ров Джона Кубитта, Дэна Мерриам и Джима Брауэра, которые помогли автору сформулировать многие из рассмотренных понятий. Гордон Вуд и другие сотрудники компании Амосо внесли также существенный вклад в эту статью своими критическими замечаниями.

ЛИТЕРАТУРА

1. American Commission on Stratigraphic Nomenclature, 1972. Code of Stratigraphic Nomenclature, Amer. Assoc. Petroleum Geol., Tulsa, 17 pp.
2. Beerbower J. R., 1968, Search for the Past, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, N. J., 512 pp.
3. Bell W. C., Murray G. E., Sloss L. L., 1959. Symposium on concepts of stratigraphic classification and correlations, Amer. Jour. Sci., 257, 673.
4. Grabau A. W., 1913. Principles of Stratigraphy, Dover Publications Inc., New York, 1185 pp.
5. Hedberg H. D., 1976. International Stratigraphic Guide, John Wiley and Sons, New York, 200 pp.
6. Krumbein W. C., Sloss L. L., 1963. Stratigraphy and Sedimentation, W. H. Freeman & Co., San Francisco, 660 pp.
7. Rodgers J., 1959. The meaning of correlation, Amer. Jour. Sci., 257, 684—691.
8. Schenk H. G., Müller S. W., 1941. Stratigraphic terminology, Geol. Soc. America Bull., 52 (9), 1419—1429.
9. Schwarzscher W., 1975. Sedimentary Models and Quantitative Stratigraphy, Elsevier, New York, 382 pp.
10. Shaw A. B., 1964. Time in Stratigraphy, McGraw-Hill Book Co., New York, 365 pp.
11. Weller J. M., 1960. Stratigraphic Principles and Practice, Harper and Row, New York, 725 pp.

МАТЕМАТИЧЕСКАЯ ФОРМАЛИЗАЦИЯ ГЕОЛОГИЧЕСКИХ СВЯЗЕЙ, ОПРЕДЕЛЯЮЩИХ ОСНОВНУЮ СТРУКТУРУ ГЕОЛОГИЧЕСКОГО БАНКА ДАННЫХ¹

Роберто Каримати, Альберто Марини, Роберто Потенца

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Проанализированы и выражены математически зависимости между формализованными единицами, используемыми как главные составляющие геологического банка данных с целью определения структуры информации, подлежащей архивному хранению. Полученная схема используется как основа языков, применяемых для управления данными, что в значительной мере расширяет возможности использования геологической информации. В качестве примеров приведены зависимости между формациями Ломбардии (Северная Италия) и результаты их автоматизированной обработки.

ВВЕДЕНИЕ

За последние три года в Италии предпринимались различные попытки организовать автоматизированное архивное хранение геологических данных. Выдающаяся роль в этом деле принадлежит Итальянскому геодинамическому проекту. При этом не только началось формирование новых геологических монографических архивов, но было также переориентировано расширение некоторых архивов в направлении координации стандартов и процедур, чтобы их можно было объединить в единый банк геологических данных. Эта задача была решена исследовательской рабочей группой Стратиграфического центра Центральные Альпы и группой математической информации Национального исследовательского совета и Итальянского нефтяного агентства (AGIP). Банк геологических данных расширяется за счет постепенного присоединения независимых монографических архивов. Однако эти архивы различаются как по структурам и процедурам обработки данных, так и по используемым вычислительным средствам в тех местах, где они создавались. Следовательно, перед координационной группой встали нетривиальные задачи совместимости данных и процедур (хотя формальные полномочия ей не были даны). Некоторые из них были решены с помощью организационных средств, используемых для стандартизации данных, что обеспечивает возможность

Roberto Carimati, ACIP S.p.A., servizio Sgel, 20097 S. Donato Milanese, Italy; *Alberto Marini*, National Group for Mathematical Informatics, via Saldini 50, 20133 Milano, Italy; *Roberto G. Potenza*, Centro Alpi C.N.R., via Botticelli 23, 20133 Milano, Italy.

¹ Paper No. 336, Finalized Geodynamics Project, финансируется Национальным исследовательским советом.

осуществления процедур на широко применяемых мини-ЭВМ, или же путем непосредственной обработки вводимых данных и их узаконивания. Менее важные задачи пока еще не решены.

Кроме того, структура банка данных должна обеспечивать процедуры окончательного принятия и сверки информации. Внутренняя система обработки данных реализована на внешних устройствах и предназначена для управления модульными монографическими архивами, использующими искусственные языки; более полные геологические языки применяются для связи между архивами и внешними пользователями. Оба класса языков базируются на информационно определенных геологических понятиях и терминах.

ФОРМАЛИЗОВАННЫЕ ГЕОЛОГИЧЕСКИЕ ЗАВИСИМОСТИ

При группировании данных, особенно для внешнего пользования, если это формационная единица (будем в дальнейшем обозначать ее F_u), основное геологическое содержание будет определено одним или более библиографическим или картографическим источником. Следовательно, каждое название F_u связано однозначно с единственным геологическим объектом; обратное соответствие необязательно однозначно в связи с возможностью различной интерпретации [1].

Избыточность определений и изменений в названиях и в геологическом смысле, которым F_u могут подвергаться, создает опасность путаницы при их автоматизированной обработке. С целью устранения этих трудностей была упрощена предложенная Динешем и Манном (1978), а также Манном (1978) математическая формализация геологических зависимостей для обширного набора стратиграфических ситуаций. Кроме того, в ней были расширены терминологические связи синонимов и аналогов.

Формализация исходит из предположения, что каждая F_u рассматривается как пара (S, I) , где S — множество точек литосферы, а I — информативная структура, образованная последовательностью свойств (A_1, \dots, A_n) . Множество S рассматривается как определенное геометрически и заключенное в заданные границы. В связи с тем, что оно в дальнейшем изложении не играет существенной роли, мы его рассматривать не будем.

Комплекс U , соответствующий набору F_u , представляет собой множество бинарных зависимостей, предназначенных для управления архивами (табл. 1 и рис. 1, а также [4]).

В этом множестве каждая зависимость R_i подразумевает наличие инверсии $R_{\bar{i}}$, такой, что $F_u | f$ связана зависимостью R_i с $F_u | f'$, тогда как f' связана зависимостью $R_{\bar{i}}$ с f .

Кроме того, каждую зависимость R_i можно охарактеризовать одним или более из следующих свойств:

Таблица 1. Символы, свойства и краткое описание геологических, терминологических и иерархических зависимостей между формализованными единицами

Символ	Инверсия	Зависимость	Описание
T1	L1	U	f полностью перекрыта f' и f является основанием для f'
T2	L2	M	f частично перекрыта f' и f является основанием для f'
T3	L3	U	f полностью перекрыта f' и f представляет часть основания f'
T4	L4	M	f частично перекрыта f' и f представляет часть основания f'
T0	L0	—	Перекрытие f/f не доказано
L1	T1	U	f полностью перекрывает f' и верхняя часть f' представляет основание для f
L2	T2	U	f частично перекрывает f' , которая является основанием для f
L3	T3	M	f полностью перекрывает f' , которая является частью основания для f
L4	T4	M	f частично перекрывает f' , которая представляет собой часть основания для f
L0	T0	—	Перекрытие f/f не доказано
E1	E11	S	f полностью неоднородна с f'
E2	E3	M	Полная область распространения f по вертикали неоднородна с частью вертикального распространения f'
E3	E2	M	Часть области вертикального распространения f неоднородна по отношению ко всей области вертикального распространения f'
E4	E4	M, S	Часть вертикального распространения f неоднородна с частью области вертикального распространения f'
E0	E0	S	Неоднородность f и f' не доказана
G0	G0	S	f имеет нестратиграфический контакт с f'
I1	I3	U	f полностью включена в f'
I3	I3	U	f полностью включена в f'
I2	I4	M	f частично включена в f'
I3	I1	—	f включает всю f'
I4	I2	—	f включает часть f'
N0	N0	S	f находится в неопределенной пространственной связи с f'
S1	SA	T	Часть f является синонимом f'
SA	S1	T	f является синонимом части f'
S2	S2	S	Часть f является синонимом части f'
S3	SC	T	Часть площади развития f является синонимом f'
SC	S3	T	f является синонимом части области развития f'
S4	SD	T	Часть рядов f является синонимом всех рядов f'

Символ	Инверсия	Зависимость	Описание
SD	S4	T	Все ряды f являются синонимом части рядов f'
S5	SE	T	Часть направленного и площадного распространения f является синонимом f'
SE	S5	T	f является синонимом части направленного и площадного распространения f'
S6	S6	T, S	f является полным синонимом f'
S7	S7	T, S	f является синонимом f' , но расположена в другой области или бассейне
S0	S0	T, S	Синонимия f и f' не доказана
A0	A0	T, S	Между f и f' наблюдается геологическая аналогия
J0	J1	T, M	f включает f' как подразделение низшего ранга (например, группа, включающая формации)
J1	J0	T	f включена в f' , представляющую собой подразделение высшего ранга

f — формальная единица, подчиненная зависимости.

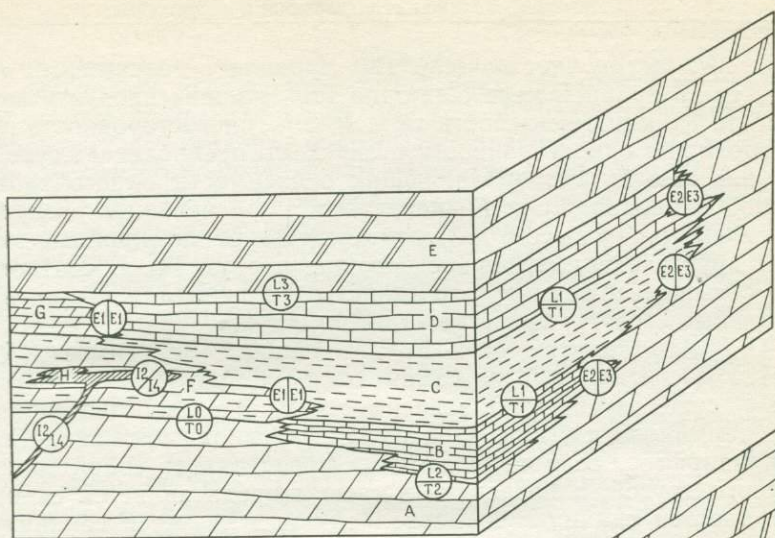
f' — формальная единица, являющаяся объектом зависимости.

Зависимости: U — односторонняя, M — многосторонняя,
S — симметричная, T — транзитивная.

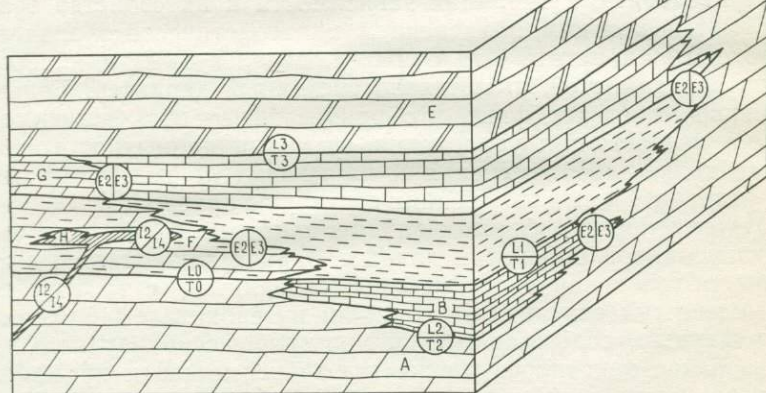
1. *Симметрия*: зависимость R_i совпадает со своей инверсией $R_{\bar{i}}$. Это свойство характерно для некоторых зависимостей синонимии, аналогии, нестратиграфических контактов, а также для стратиграфических зависимостей общей и частичной двусторонней неоднородности. Симметрия неприменима к вертикальным стратиграфическим зависимостям, рассматриваемым как результаты существенно полярных и необратимых процессов.

2. *Однородность (или функциональность)*: если Fuf характеризуется зависимостью R_i с Fuf' , то из этого не следует, что та же самая зависимость R_i существует и с Fuf'' , если f'' отличается от f' .

Односторонность определяет очень тонкие свойства различных зависимостей. Так, например, если одна стратиграфическая единица полностью перекрывается другой, проявляя, следовательно, зависимость T1 или T3, то такая же зависимость или альтернативные связи T_i с другими Fu невозможны. Кроме того, это свойство присуще зависимостям П (включение) и J1 (относящейся к более высокому рангу).



а



б

Рис. 1. Различные наборы зависимостей между формальными единицами. На рис. 1, а и б представлена различная интерпретация одной и той же стратиграфической последовательности с помощью наборов зависимостей. К основным наборам добавлены избыточные зависимости (отсутствующие в базе данных, заключены в кружочки) для того, чтобы показать полные наборы зависимостей (обозначения те же, что и в табл. 1). На рис. 1, а формации С и D рассматриваются как две различные стратиграфические единицы; множество зависимостей сводится к следующему: AT2B, AT0F, AE3B, A14H, F14H, AE3C, AE3D, BT1C, CT1D, CE1F, DE1G, DT3E, CSAI, DSAI (BL2A, FLOA, BE2A, HI2A, HI2F, CE2A, DE2A, CL1B, DL1C, FE1C, GE1D, EL3D, IS1C, IS1D). На рис. 1, б формации С и D рассматриваются как одна стратиграфическая единица I; множество зависимостей сводится к следующему: AT2B, AT0F, AE3B, A14H, F14H, BT1I, IT3E, IE2A, GE2I, FE2I, IS1C, IS1D (BL2A, FLOA, BE2A, HI2A, HI2F, IL1B, EL3I, AE3I, IE3G, IE3F, CSAI, DSAI).

3. *Многосторонность*: если Fuf проявляет зависимость R_i с Fuf' , то по крайней мере еще одна Fuf'' должна проявить зависимость R_i , или зависимость типа R_i с f . Многосторонность противоположна односторонности и заведомо предполагает существование многих Fu , проявляющих зависимости одного типа с данной единицей. Если Fu перекрыта Fu с меньшим распространением (зависимость T2), то существует по крайней мере одна другая единица, перекрывающая первую Fu . В соответствии с вышеизложенным, это свойство типично для общих вертикальных стратиграфических зависимостей.

4. *Транзитивность*: если Fuf проявляет зависимость R_i с Fuf' , а f' связана той же самой зависимостью R_i с f'' , между f' и f'' существует та же зависимость R_i . Это свойство типично для терминологических зависимостей (синонимия, аналогия). Так, например, если одна единица представляет собой точный синоним другой, а последняя в свою очередь является синонимом третьей единицы, то первая единица является синонимом третьей.

Приведенные в таблицах зависимости и их свойства сопровождаются кратким объяснением их геологического значения. Необходимо отметить, что символы, используемые для обозначения зависимостей, имеют явно системный характер. Большое значение имеет тот факт, что приведенные здесь зависимости весьма полезны для управления архивами данных, и в то же время какие-либо изменения в их множестве возможны лишь при незначительных изменениях структуры архивов.

Математическая формализация Fu потребовалась для автоматизированной обработки данных. Задача заключается в том, чтобы объединения Fu в наборы, связанные с геологически осмысленными ситуациями, служили путеводителем для доступа к данным, содержащимся в монографических архивах. Использование описанного множества зависимостей и применение их различных версий дают возможность осуществлять эти операции даже в условиях множественных определений Fu , обеспечивающих достаточно легкое поступление требуемого набора информации в базу данных.

Более того, применение зависимостей, позволяющих давать наглядное представление и обобщение геологических сведений по заданным Fu , предполагает взаимодействие между интерпретацией данных, их хранением и возвращением, что в свою очередь ведет к обобщенному подходу к деятельности по управлению данными.

Выбор взаимно изменяющихся подмножеств зависимостей применительно к конкретным группам Fu можно использовать для сравнительной оценки качества интерпретационных моделей. Развивающиеся в настоящее время модели монографических архивов представляют собой компоненты информационной

структуры, которую можно рассматривать как обобщенную грубую модель геологического строения Италии. Каждый новый массив данных, который вводится в архив, приводит к изменению общей модели, непрерывно приспособлявая ее таким образом к новому уровню накопленных сведений. Такие последовательные изменения позволяют лучше оценить ситуацию с помощью уточненных моделей, построенных при использовании специальных методов моделирования архивных данных и их связей. После этого можно проверить, согласуется ли улучшенная модель с предшествующими, и если последовательный анализ выявит несоответствия, то они могут быть следствием или дефектности вновь введенных данных, или же неправильной структуры модели.

Возможность чтения архивов с помощью точных языков, а также реализация геологических моделей на ЭВМ в конце концов сами по себе приводят к использованию архивов в целях обучения. Кроме того, в науках о Земле также будет происходить рост и расширение использования малых, дешевых, но достаточно мощных ЭВМ. Понимание, что формализованная стратиграфия может действовать как средство обучения ЭВМ, позволяет наметить новые подходы в области автоматизированного управления геологической информацией.

Таблица 2. Пример вывода (переведенный на английский язык с итальянского оригинала), полученный путем обработки набора данных о зависимостях между известняковой формацией Анголо и другими формациями

Известняки Анголо

- Предполагаемое перекрытие формацией REC (известняки Рекоаро)
 Частичное перекрытие формациями CDM (известняки Доссо-дей-Морти) и CMR (известняки Каморелли), для которых известняки Анголо образуют основание
- Частичное перекрытие формациями ECI (известняки Эзино) и PRZ (известняки Предзо), для которых известняки Анголо образуют часть основания.
- Известняки Анголо полностью перекрывают формацию GAE (доломиты Гавер), которые образуют часть основания ANG
- Известняки Анголо частично перекрывают BOV (кремнистые породы Бовеньо), CMR (известняки Каморелли), ELT (доломиты Эльто) и SRV (Сервино), которые являются частью основания ANG
- Известняки Анголо отличаются от CRL (доломиты Альбига); CRL по вертикальному распространению частично совпадает с полным вертикальным распространением ANG
- Известняки Анголо отличаются от CDM (известняки Доссо-дей-Морти) и CMR (известняки Каморелли); полный вертикальный разрез CDM и CMR совпадает с частью вертикального разреза ANG
- Известняки Анголо отличаются от ELT (доломиты Эльто), GAE (доломиты Гавер) и SEL (доломиты Серла); часть разреза ELT, GAE и SEL совпадает с частью разреза ANG
- Известняки Анголо частично включают ADA (тоналиты Адамелло)
-

ПРИМЕР

Описанная выше система геологических зависимостей использовалась при организации архивов Итальянского геологического банка данных; впервые она была применена для района Ломбардии. При этом четыре недели потребовались для выявления 80% зависимостей между приблизительно 200 Фи, а последующие три месяца ушли на то, чтобы достигнуть полноты 90%. Последующие улучшения представляются еще более продолжительными и будут направлены на расширение работ в оставшейся части территории. Однако превысить 95-процентный предел информационной полноты представляется нецелесообразным в связи с крайне высокой стоимостью.

Простой пример результатов вывода из ЭВМ, полученных по формализованным геологическим зависимостям, приведен в табл. 2. Исползованные данные были взяты из Каталога формационных единиц Италии, хранящегося в памяти ЭВМ UNIVAC 1100/81, и обработаны по программам, реализованным на мини-ЭВМ PDP 11/34. Табл. 2 переведена с итальянского языка, на котором она была составлена в связи с локальными задачами. Следует отметить, что выбор различных языков для вывода данных из ЭВМ представляет всеобщий интерес. Кроме того, необходима соответствующая разработка средств графического вывода.

ЛИТЕРАТУРА

1. Carimati R., Gossenbergh P., Marini A., Potenza R. G., 1980. Catalogo delle Unità formazionali italiane, Boll. Serv. Geol. d'Italia.
2. Dienes I., Mann C. J., 1977. Mathematical formalization of stratigraphic terminology, Jour. Math. Geol., 9 (6), 587—603.
3. Mann C. J., 1977. Towards a theoretical stratigraphy, Jour. Math. Geol., 9 (6), 649—652.
4. Preperata F. P., Yeh R. T., 1973. Introduction to discrete structures for computer science and engineering, Addison-Wesley, Reading, Mass., USA, 354 pp.

**ФОРМАЛИЗОВАННАЯ СТРАТИГРАФИЯ ЭОЦЕНА БАССЕЙНА
ДОРОГ И ЗАДУНАЙСКОГО СРЕДНЕГОРЬЯ ВЕНГРИИ
И ПРИЛЕГАЮЩИХ ТЕРРИТОРИЙ**

И. Динеш

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

С целью изучения возможностей формализации задач стратиграфии была проведена обработка списка фауны по густо опробованным и хорошо изученным скважинам, пройденным в эоцене Задунайского

Среднегорья, совместно с данными из угольного пласта. С помощью формальных методов на ЭВМ были установлены временные шкалы, временные диапазоны таксонов и приблизительный возраст проб. Сравнение полученных результатов с данными более ранних исследований и с данными стратотипов показали, что упомянутые методы дают вполне надежные результаты для выявления тектонических элементов и обоснованной хронокорреляции от пробы к пробе и для построения хронологических профилей.

ВВЕДЕНИЕ

За последние годы автором был сделан ряд попыток формализовать некоторые стратиграфические понятия и задачи, описав их строгим языком и решив с помощью математических методов (Динеш, 1973, и [2, 3, 4, 5, 6]).

В данной статье будет проведена проверка как методов, так и теоретических построений формализованной стратиграфии с помощью набора палеонтологических и литологических данных.

ДАННЫЕ

Использованные в этой статье данные представляют собой полные списки фауны, составленные по результатам изучения образцов из скважин, которые перечислены в табл. 1, пройденных в эоценовых отложениях. В тех же скважинах определялась глубина залегания слоев угля. На основании этих данных совместно с полевыми описаниями кернового материала были получены традиционные оценки возраста слоев.

Таблица 1. Скважины и обнажения, изученные в данной работе

Бассейн Дорог	Другие территории
Байна-38, Байот-19, 24, 26, 31, 32, Чолнок-648, 695, 697, Лаботлан-3, 4, Модьоршбаниа-75, 82, 83, 89, 93, Надышап-1, 67, Ньергешуифалу-19, 27, 28, 29, Шаришап-31, Тат-4, Токод-527, Эржебет-акнай-ёргемезо, Эбсони-Сабадзаг-лейтакна, Байот-Е-и-веге, Визашхеги	Баконичерние-12, Балатонхедь, Балинка-252, Чабди-12, 84, Эстергом-20, 21, 86, Кошд-20, Мань-13, 23, Мештерберек-75, 76, 94, Орослань-1838, Шоллимар-72, Варгестеш-1

Большинство материалов, включая списки фауны, были опубликованы ранее Гидаем, Копеком, Дудичем и др., причем эти данные рассматриваются как соответствующие представительным типовым разрезам. В каждой скважине определились более чем две группы различных ископаемых остатков, таких,

как наннопланктон, споры и пыльца, нуммулиты, остракоды, фораминиферы и моллюски. В составлении списка фауны принимали участие Бальди-Беке, Ямбор-Кнесс, Кескемети, Кескемети-Кёрменди, Керекес-Тюске, Кернер-Сюмеги, Кедвес, Копек, Хоглер, Корекс-Лаки, Моностори, Ракоши, Румли-Сцентей, Виталис и Виталис-Зилахи. Кроме того, использовались полевые определения *N. striatus*, *N. perforatus* и некоторых моллюсков.

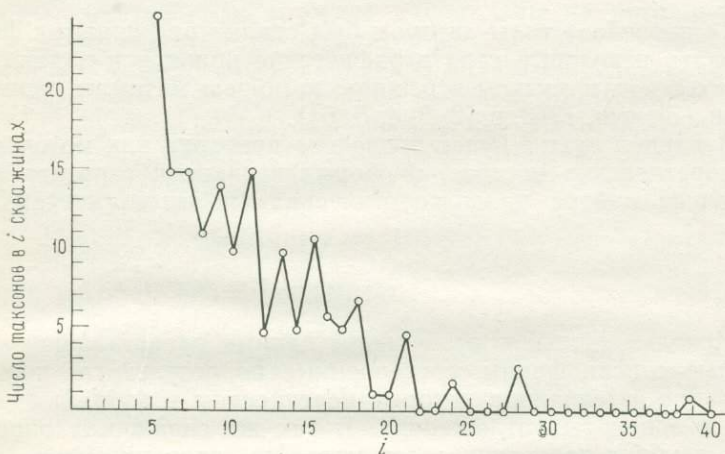


Рис. 1. Распределение ископаемых таксонов в скважинах и обнажениях, приведенных в табл. 1.

В соответствии с задачами данного исследования Бальди-Беке, Хорват-Коллани, Ямбор-Кнесс, Кескемети-Кёрменди и Ракоши заново пересмотрели таксоны.

Полевое описание и определение возраста по керновому материалу выполнили Альберт, Дудич, Гидай, Кнауэр, Копек, Модрович-Кзайагхи, Мунтиан, Немеди-Варга, Саллай, Сипосе, Сзабо, Сзюкс, Тотх, Виталис и Виг.

Все данные хранились в памяти ЭВМ CDC 3300, а вычисления проводились Коваксом и его сотрудниками. Всем вышеперечисленным коллегам автор выражает глубокую признательность за помощь, оказанную при написании данной работы.

ФОРМАЛИЗОВАННАЯ БИОСТРАТИГРАФИЯ

На основе собранных данных можно оценить различные типы формализованных стратиграфических единиц. Одной из простых задач является изучение таксона 1 в последовательности А-тип — таксон — диапазон — биозона [6]. В табл. 2 приведе-

ны сведения о частотах появления различных таксонов в имеющемся наборе данных. На рис. 1 это распределение частот появления таксонов изображено графически.

Стратиграфию бассейна Дорог изучали различные авторы, например Ханткен [16], Розложник и др. [29], Ямбор-Кнесс [18, 19], Кескемети-Кёрменди [22], Ракоши [27], Гидай

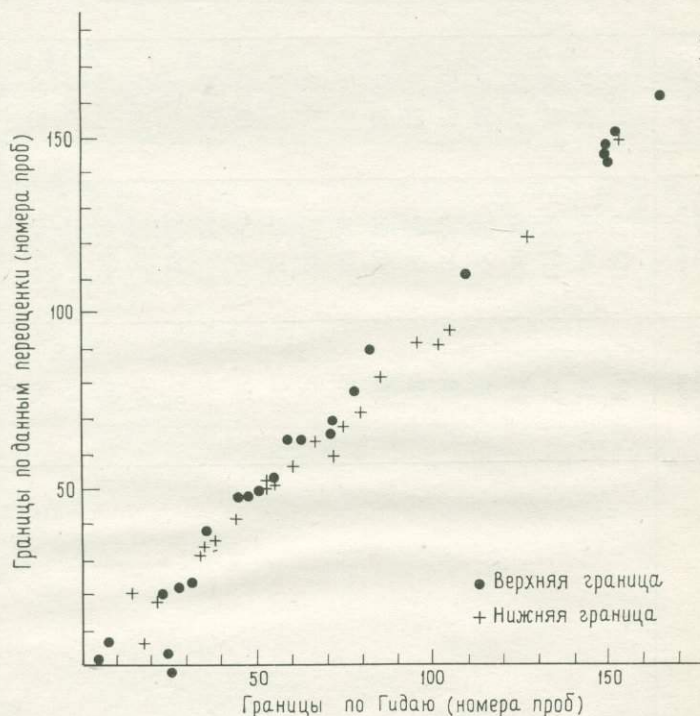


Рис. 2. Границы *Oregulina marl* по данным Гидая и вычисленные на основе формального определения.

[8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15], обобщившие исследования этой области за сто лет.

Нам также требуется определить для таксонов с номерами 1, ..., N последовательность А-тип — комплекс — биозона как теоретико-множественное объединение различных вариантов последовательности А-тип — таксон — диапазон — биозона. Варианты последовательности А-тип — комплекс — биозона можно использовать для переопределения формальным способом «традиционных» стратиграфических единиц.

На рис. 2 проиллюстрирована согласованность границ комплексной биозоны типа А *Laevicardium subdiscors*, учитываю-

Таблица 2. Характеристика таксонов, рассматриваемых в данной статье

№ п/п	Название таксона	Число скважин с данным таксоном	Средняя мощность в этих скважинах, м	Стандартное отклонение, м	Средняя мощность зоны типа А, м	Стандартное отклонение, м
1	<i>Leiotriletes microadriennis</i>	20	155,25	12,34	66,18	4,82
2	<i>Punctatisporites luteticus</i>	18	88,19	13,98	32,62	6,12
3	<i>Cicatricosisporites dorogensis</i>	23	117,63	13,04	57,56	7,85
4	<i>Plicatopollis plicatus</i>	23	88,86	12,58	43,48	6,15
5	<i>Plicapollis pseudoexcelsus</i>	41	94,90	12,43	82,79	9,10
6	<i>Tricolporollenites semiglob.</i>	18	98,83	13,06	37,85	5,04
7	<i>Diporites iszkaszentgyörgyi</i>	13	53,08	12,96	14,68	3,30
8	<i>Pentapollenites pentangulus</i>	15	60,08	12,67	19,17	4,04
9	<i>Milfordia incerta</i>	17	48,99	9,57	17,72	3,46
10	<i>Quinqueloculina juleana</i>	15	38,98	8,29	12,44	2,64
11	<i>Quinqueloculina costata</i>	12	27,42	7,03	7,00	1,79
12	<i>Nonion scaphum</i>	12	31,35	10,07	8,00	2,31
13	<i>Bulimina eocaena</i>	13	7,84	2,98	2,17	0,82
14	<i>Rotalia audouini</i>	20	29,54	7,31	12,57	3,11
15	<i>Lamarckina wilcoxensis</i>	11	13,83	5,17	3,23	1,21
16	<i>Asterigerina rotula</i>	30	52,48	13,63	33,49	8,70
17	<i>Sphaerogypsina globulus</i>	17	45,43	9,95	16,43	3,60
18	<i>Nummulites striatus</i>	26	74,42	13,66	41,18	7,56
19	<i>Nummulites millecaput</i>	16	19,36	5,00	6,59	1,70
20	<i>Nummulites variolarius</i>	12	33,31	12,97	8,50	3,26

21	<i>Turritella vinculata</i>	11	23,90	7,40	5,59	1,73
22	<i>Mesalia elegantula</i>	14	21,70	7,17	6,48	2,13
23	<i>Melanatria auriculata</i>	11	17,73	7,01	4,15	1,64
24	<i>Diastoma roncanum</i>	16	19,08	5,55	6,49	1,89
25	<i>Pyrazus focillatus</i>	18	29,66	9,06	11,35	3,47
26	<i>Calyptrae aperta</i>	15	59,43	24,88	18,96	7,94
27	<i>Cantharus brongniarti</i>	23	32,20	6,77	15,76	3,31
28	<i>Marginella nana</i>	11	28,27	6,08	6,61	1,42
29	<i>Leda striata</i>	17	34,02	9,92	12,30	3,59
30	<i>Brachiodontes corrugatus</i>	31	53,40	8,56	35,22	5,64
31	<i>Arca vértensis</i>	19	26,08	6,93	10,54	2,80
32	<i>Pteria trigonata</i>	13	22,14	7,62	6,12	2,10
33	<i>Anomia gregaria</i>	28	44,01	7,65	28,22	4,56
34	<i>Anomia tenuistriata</i>	16	33,25	8,09	11,32	2,75
35	<i>Ostrea supranummulitica</i>	18	17,30	4,71	8,62	1,80
36	<i>Phacoides crassulus</i>	13	10,80	3,29	2,98	0,9
37	<i>Meretrix villanovae</i>	12	19,88	9,72	5,07	2,4
38	<i>Meretrix hungarica</i>	17	30,42	11,08	11,01	4,0
39	<i>Tivelina pseudopetersi</i>	22	54,15	9,39	25,35	4,3
40	<i>Arcopagia mayeri</i>	15	29,48	10,63	9,41	3,7
41	<i>Psammobia pudica</i>	11	30,10	9,74	7,04	2,22
42	<i>Sphaenia hungarica</i>	20	47,09	10,09	20,03	4,2
43	<i>Microfoveolatisporites pseudodent.</i>	19	108,93	14,87	44,03	6,0
44	<i>Laevigatoisporites discordatus</i>	14	49,77	17,32	14,82	5,1
45	<i>Camaronosporites heskemensis</i>	17	18,82	5,92	6,80	2,50

№ п/п	Название таксона	Число скважин с данным таксоном	Средняя мощность в этих скважинах, м	Стандартное отклонение, м	Средняя мощность зоны типа А, м	Стандартное отклонение, м
46	<i>Pleurozonaria concinna</i>	11	24,60	12,55	5,75	2,98
47	<i>Laevigatoisporites haardti</i>	21	106,60	16,67	47,63	7,4
48	<i>Verrucatosporites alienus</i>	18	111,73	17,09	42,79	6,5
49	<i>Momipites punctatus</i>	19	121,00	15,20	48,91	6,50
50	<i>Triatriopollenites minor</i>	19	90,00	17,53	36,38	7,08
51	<i>Cyrrillaceapollenites megaexactus</i>	32	92,88	12,74	63,24	8,67
52	<i>Inaperturopollenites dubius</i>	20	83,74	13,88	35,63	5,9
53	<i>Polypodiidites saalensis</i>	15	46,64	10,24	14,88	3,2
54	<i>Pinus silvestris</i>	15	44,56	10,87	14,22	3,42
55	<i>Porocolpopollenites vestibulum</i>	11	5,91	3,84	1,38	0,89
56	<i>Laevigatoisporites intrapunctatus</i>	17	167,61	18,43	60,62	6,66
57	<i>Concavisporites arugulatus</i>	13	37,66	9,59	10,41	2,65
58	<i>Verrucatosporites favus favus</i>	17	119,06	15,34	43,06	5,54
59	<i>Tetracolporopollenites abditus</i>	13	60,57	18,93	16,75	4,68
60	<i>Tricolporopollenites cingulum pus.</i>	11	166,04	21,54	38,86	5,04
61	Уголь	34	135,84	21,82	98,27	15,79
62	<i>Polypodiidites secundus secundus</i>	12	50,54	10,22	12,90	2,63
63	<i>Clavulina parisiensis</i>	13	17,52	6,48	4,84	1,79
64	<i>Quinqueloculina striata</i>	13	22,93	8,78	6,34	2,43
65	<i>Marginulina granosa</i>	27	22,07	4,26	12,68	2,45
66	<i>Lenticulina inornata</i>	11	45,54	30,17	10,68	7,06
67	<i>Nonion commune</i>	20	17,43	4,97	7,41	2,11
68	<i>Uvigerina multistriata</i>	30	40,52	12,67	25,86	8,08
69	<i>Fursenkoina hungarica</i>	25	17,36	3,03	9,23	1,61
70	<i>Rotalia beccarii</i>	12	52,37	35,45	13,37	9,05
71	<i>Rotalia byraminensis</i>	10	30,05	12,68	6,39	2,69
72	<i>Anomalina affinis</i>	15	39,60	23,36	12,63	7,45
73	<i>Cibicides dutemilei</i>	26	39,36	15,21	21,77	8,41
74	<i>Cibicides propinquus</i>	12	23,01	4,60	5,87	1,17
75	<i>Nummulites perforatus</i>	31	14,37	4,17	9,48	2,75

шей *Bolivina eoacaena*, *Bolivina nobilis*, *Marginulina granosa*, *Uvigerina multistriata*, *Anomalina affinis*, *Virgulina hungarica*, *Virgulina schreibersii*, *Nummulites subplanulatus*, *Verneuillina tokodensis*, *Trachycardium gratum*, *Nummulites burdigalensis*, *Nummulites subramondi* и *Globigerina eoacaena* с границами зоны *Operculina marl*, описанной Гидаем (1966). Среднее расхождение между границами зоны *Operculina marl* и границами этой же зоны, полученные формальным путем с помощью последовательности А-тип — комплекс — биозона, не выходит за пределы двух образцов.

Эксперименты, проведенные с другими стратиграфическими подразделениями, описанными Гидаем, показали, что, как правило, их можно хорошо описать, используя формальный подход. Следует отметить, что переопределенные стратиграфические подразделения почти не контактируют. В то же время, по данным Ханткена, они перекрываются. Формальные варианты традиционной стратиграфической единицы А были определены путем отбора множества таксонов, содержащих характерные для А виды, согласно автору А.

Конечно, эти формализованные биостратиграфические подразделения не обязательно должны заменять традиционные стратиграфические подразделения, которые можно легко картировать в поле. Однако даже простые формальные методы достаточно гибки для того, чтобы определять геологические тела, имеющие важное практическое значение в геологии.

ХРОНОСТРАТИГРАФИЯ

Если события упорядочены во времени, то их линейно-упорядоченную последовательность можно рассматривать как временную шкалу.

Временная шкала, рассмотренная в этой статье. Используемая в этой статье временная шкала образована первыми и последними появлениями изучаемых событий во времени с наибольшей частотой 126 ископаемых таксонов с учетом некоторых слоев угля в рассматриваемой геологической последовательности. В первом появлении таксона 1 наивысшее значение возраста точек для таксона 1 в последовательности В-тип — таксон — диапазон — биозона наблюдаются там, где В-тип — таксон — диапазон — биозона таксона 1 представляет собой геологическое тело, состоящее из стратиграфических подразделений, содержащих по крайней мере один образец таксона 1 в своей исходной фации. Области проявления последовательности В-тип — таксон — диапазон — биозона изучались:

- 1) в скважинах и обнажениях, перечисленных в табл. 1;
- 2) в эоценовых отложениях бассейна Дорог;
- 3) в эоценовых отложениях Задунайского Среднегорья.

Первое (или последнее) появление таксона 1 в этих трех областях могут не совпадать, и поэтому временные шкалы, включающие эти события, могут различаться так, как это показано на рис. 3.

Приведенные ниже шкалы использованы в тексте. При этом области (1), (2) или (3) фиксированны. Отбираются те события, за которыми другие события не следуют. Среди них опре-

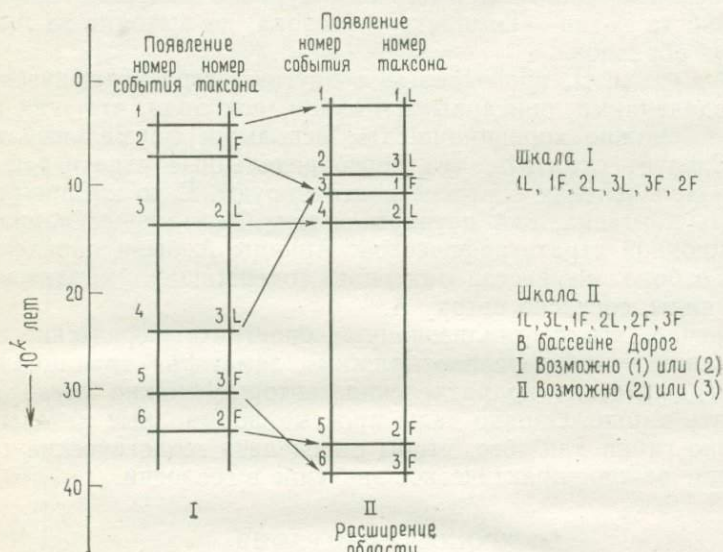


Рис. 3. Гипотетический пример изменения временных шкал при расширении области исследования. Предполагается, что временные шкалы определены с помощью правила для таксонов 1—3, описанного в следующем разделе. F — первое появление, L — последнее появление.

деляется событие с минимальным индексом как первое событие на шкале. Затем это событие устраняется из рассмотрения, а для оставшихся процедура повторяется и результат отражается на шкале. Такая шкала называется нечетко выраженной, так как нельзя сказать точно, какое из появлений будет установлено на k -м шаге ее построения.

Зависимости между стандартными стадиями, стратотипами и нечетко выраженными шкалами. Если массив данных включает также сведения о множестве стратотипов, то диаграмма временных интервалов, построенная по методу, описанному далее, будет также пригодна и для изучения стратотипов. Тогда на шкале, полученной по возрастным оценкам стратотипов, рассчитанным с помощью метода, описанного в следующем параграфе, можно приблизительно определить временной интервал

соответствующих стандартных стадий. Эта процедура хорошо иллюстрируется кюизским неостратотипом, приведенным на рис. 4. К сожалению, многие стратотипы в скважинах не опробовались и детально не изучались. Список фауны из приабонского яруса восточной части гор Лессини, провинция Виченца, недостаточен для точного определения возраста. Таким обра-

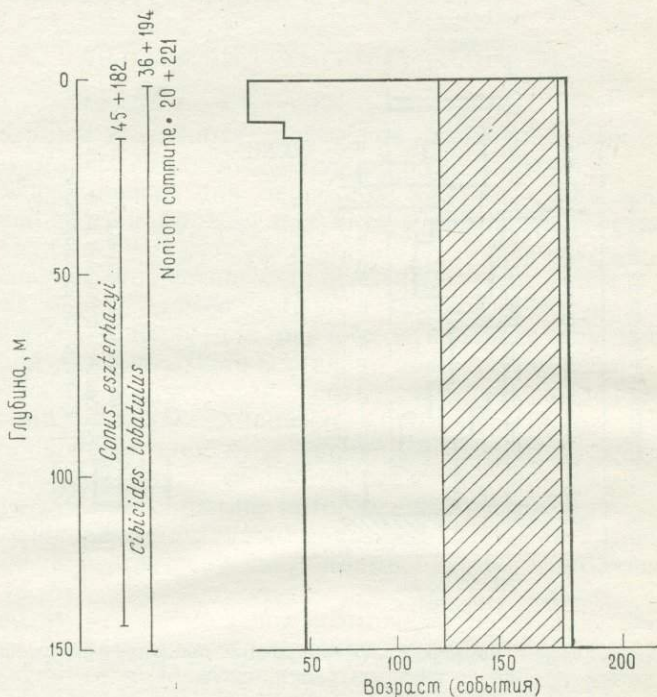


Рис. 4. Оценка возраста кюизского неостратотипа

зом, имеющаяся база данных не содержит сведений о стратотипах, за исключением кюизского неостратотипа. Только в том случае, если данные по стратотипам получены на основе точного опробования и анализа, их можно включить в имеющийся массив информации.

Другой подход проиллюстрирован на рис. 5. На рис. 6 приведены временные интервалы таксонов, вычисленные по описанному в данной статье методу.

На основе этого метода был оценен возраст пород, «названных в бассейне Дорог лютетскими», «названных в бассейне Дорог приабонскими» и т. д., что отражено на рис. 7. Эта оценка была получена следующим образом. Стадия А и скважина были выбраны из ланных, представленных в табл. 1. Точки, са-

мые близкие к границам этой стадии, были признаны как установленные традиционными методами там, где их возраст, определенный с помощью наших расчетов, был изменен. Такая процедура дает верхнее и нижнее значения оценки возраста геологического тела, представляющего собой «стадию А бассейна Дорог». Путем повторения этой процедуры для всех

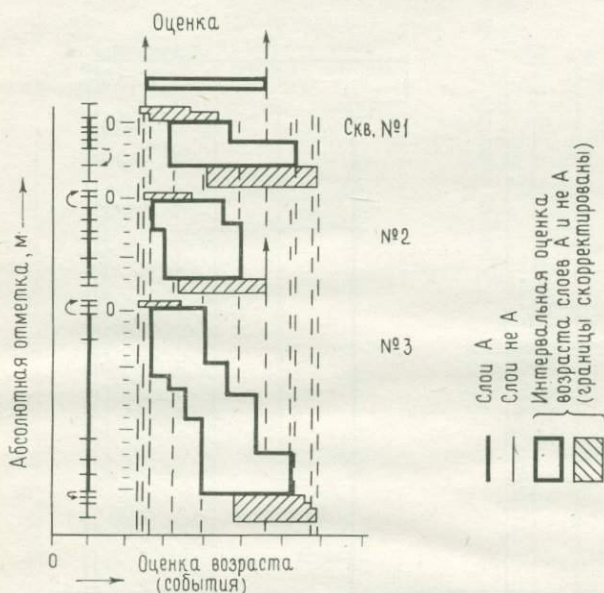


Рис. 5. Гипотетический пример, иллюстрирующий процедуру получения оценки возрастных границ «слоев А».

скважин и обнажений, в которых стадия А была установлена геологами традиционным способом, можно получить интервальную оценку возраста, взяв максимальное и минимальное из наблюдаемых значений. Конечно, такая оценка не является точной характеристикой временных пределов и автор отнюдь не предлагает использовать эти оценки для определения или выявления соответствующих стадий, а только для лучшей ориентации при установлении перекрестного соответствия.

Если возраст правильно определен традиционным методом, то по крайней мере области (1) и (2) должны быть сложены породами олигоценного возраста, так как в бассейне Дорог самый верхний угольный слой является олигоценным. В данном случае у шкалы нет нижнего предела, так как осадочные образования древнее спарнакского яруса не были зафиксированы. Возраст осадочных образований, «названных в бассейне

Дорог кюизскими», принадлежит интервалу от 118 до 174, а кюизского неостратотипа — интервалу от 48 до 182. Несмотря на то что данная процедура приводит к оценкам интервалов, значительно превышающим действительные временные диапазоны как для кюизского неостратотипа, так и для «осадочных пород, названных в бассейне Дорог кюизскими», полученные результаты не являются противоречивыми.

ДИАГРАММЫ ВРЕМЕННЫХ ДИАПАЗОНОВ

Автором [4, 5] был опубликован удобный метод построения диаграмм временных диапазонов для ископаемых таксонов, использующий точные приемы обработки данных.

Верхнюю оценку для первого и нижнюю для последнего появлений таксона можно получить с помощью отметок на заранее заданных шкалах, и временные диапазоны, полученные с помощью этого метода правильны, если будет выполнен комплекс определенных условий. Точно так же можно получить нижнюю оценку для первого и верхнюю для последнего появлений таксона. Главная идея, лежащая в основе метода, заключается в том, что для соответствующих последовательностей А-тип — таксон — диапазон — биозона можно вычислить оценки основных элементов временной матрицы переходов детерминированным или стохастическим способом. Затем можно подсчитать число событий, которые определенно предшествовали или следовали за данным событием. Этот метод, проиллюстрированный соответствующим примером, был опубликован Динешем [4, 5].

Ниже будут рассмотрены возможные мешающие факторы и диаграмма временных диапазонов, которая была построена с помощью этого метода, а также возможности его развития.

Возможные мешающие факторы. Определение таксонов. Для большинства групп ископаемых организмов понятие биологического вида является основой для современной методологии описания новых таксонов. Однако у подавляющего большинства таксонов нет строгого определения в отличие от определений, которые были сделаны для морфотаксонов спор и пыльцы. Более того, процедуры стратиграфических исследований не могут базироваться на повторном изучении и систематическом пересмотре образцов ископаемой фауны, установленной предыдущими авторами. Практически нет стратиграфов, которые могли бы поручиться за обоснованность всех имеющихся у них списков фауны. Следовательно, ошибочные данные можно исключить только тогда, когда принята рабочая гипотеза относительно пространственного и временного распределения ископаемых таксонов и упорядочивания фаунистических элементов. Такой критический пересмотр списков фауны может привести к упро-

Asterigerina rotata
Asterigerina bimammata
Anomalina affinis
Asterocyclina stellata
Bulimina eocaena
Bulimina elongata
Bolivina nobilis
Bolivina reticulata
Clavulina parisiensis
Clavulina szabdi
Cibicides dutemplei
Cibicides propinquus
Cibicides labatulus
Eponides schreibersii
Fursenkoina hungarica
Fursenkoina schreibersii
Guttulina problema
Gyroldina soldanii
Glandulina laevigata
Lamarckina wilcoxensis
Lagena striata
Robulus arcuatostriatus
Robulus inornatus
Robulus vortex
Robulus limbosus
Marginulina behmi
Marginulina granosa
Marginulina fragaria
Miliolina prisca
Nonion scaphum
Nonion commune
Nonion boueanum
Pyrgo bulloides
Rotalia audouini
Rotalia beccarii
Rotalia byraminensis
Rotalia kiliani
Sphaerogypsina globulus
Spiroloculina canaliculata
Spiroloculina limbosa
Quinqueloculina juleana
Quinqueloculina costata
Quinqueloculina striata
Quinqueloculina prisca
Triloculina trigonula
Triloculina gibba
Uviferina multistriata
Verneuilina tokodensis
Nummulites striatus
Nummulites anomalus
Nummulites millecaput
Nummulites incrassatus
Nummulites variolarius
Nummulites perforatus
Nummulites subplanulatus
Operculina granosa
Operculina ammona
Operculina subgranosa
Actinocyclus tenuicostata
Operculinella vaughani
Discocyclina papyracea

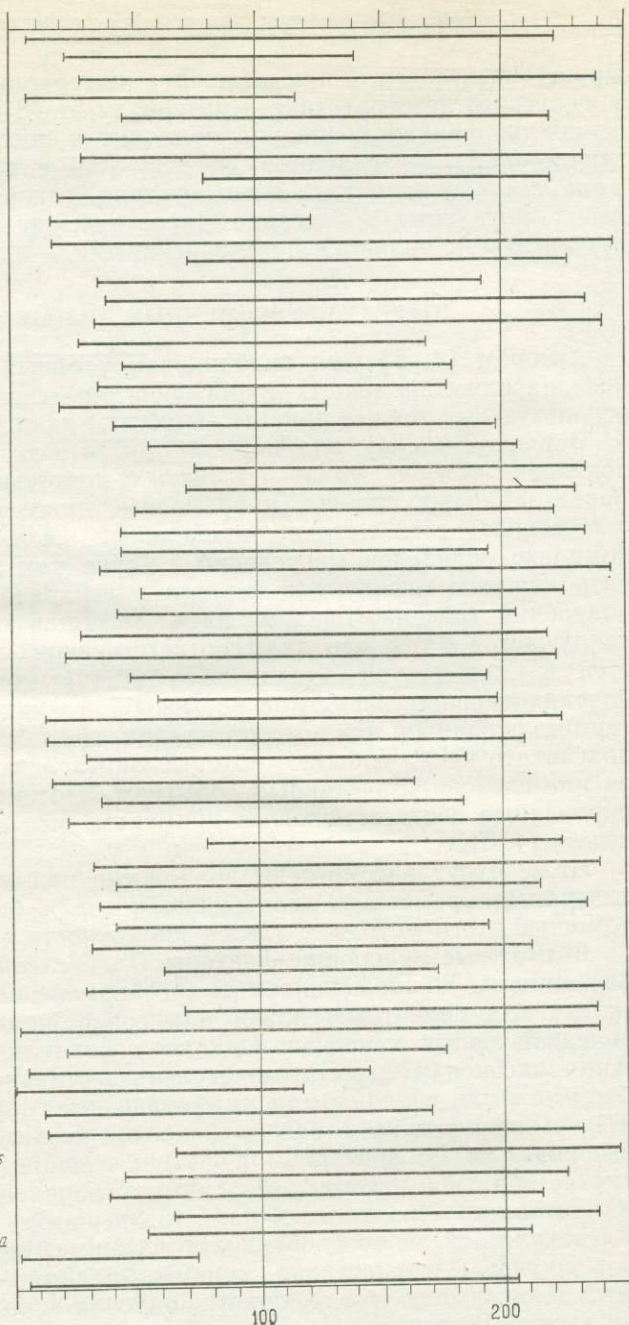
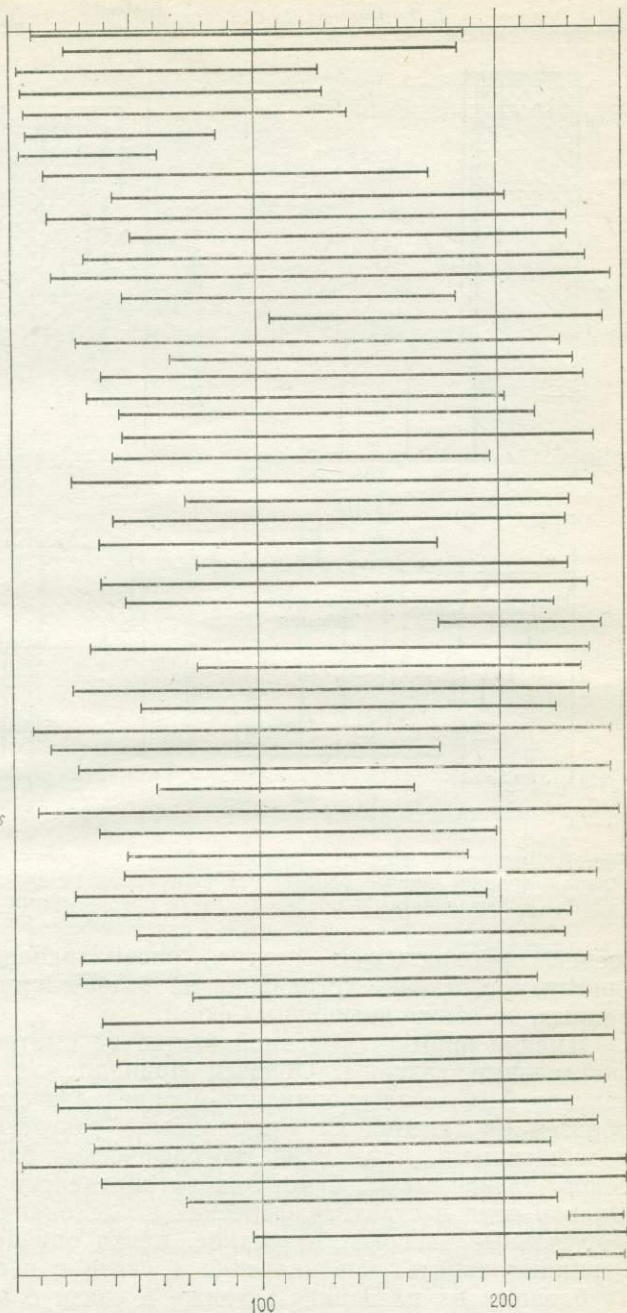


Рис. 6. Диаграмма временных диапазонов наиболее часто наблюдаемых таксонов и литостратиграфических единиц в бассейне Дорог и Заданайском Среднегорье, Венгрия.

Discocyclina dispansa
Discocyclina douvillei
Discocyclina sella
Discocyclina aspera
Discocyclina varians
Discocyclina nummulitica
Discocyclina chudeani
Discocyclina pratti
Ancilla propinqua
Ampullina perusta
Bittium quadricinctum
Calyptrae aperta
Cantharus brongniarti
Conus eszterházyi
Cadulus pseudohungaricus
Diastoma reneanum
Globularia incompleta
Mesalia elegantula
Melanatria auriculata
Melanopsis doroghensis
Marginella nana
Neritina passyana
Pyrazus foellatus
Rissoa muniti
Ringicula ritae
Strombus tourhoueri
Turritella granosa
Turritella imbricataria
Turritella vinculata
Tympanotonus hantkeni
Tympanotonus calcareatus
Zebina hungarica
Arca vertesensis
Arca scapulina
Anomia gregaria
Anomia tenuistriata
Arcopagia mayeri
Arcopagia colpodes
Brachiodontes corrugatus
Chlamys multicaarinata
Clavilithes noae
Leda striata
Meretrix villanovae
Meretrix hungarica
Musculus fornensis
Ostrea supranummulitica
Pteria trigonata
Phacoides crassulus
Psammobia pudica
Sphaenia hungarica
Trinacria morensis
Tivellina pseudopetersi
Coccolithus pelagicus
Discaster barbadensis
Trochoaster simplex



Crou }
 A
 B
 C
 D
 E
 F

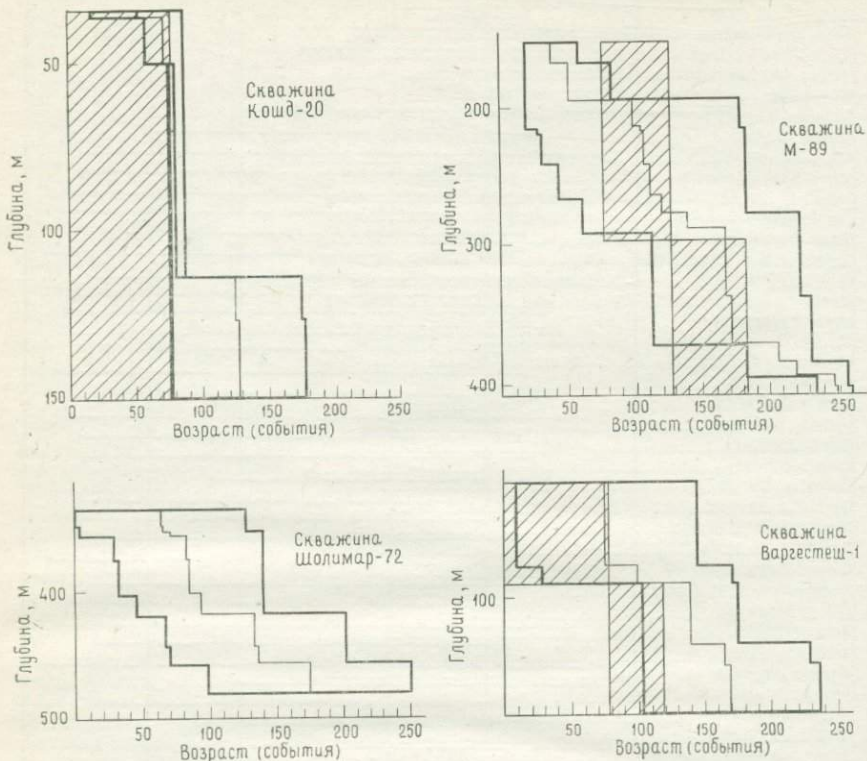
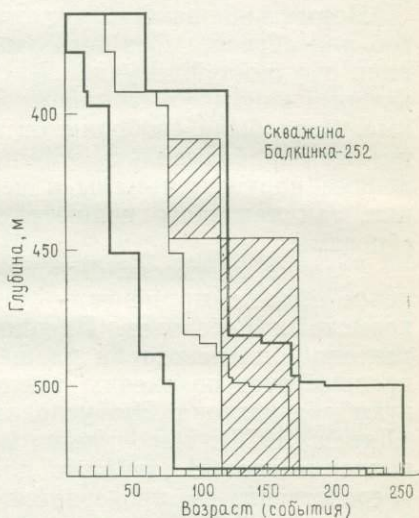
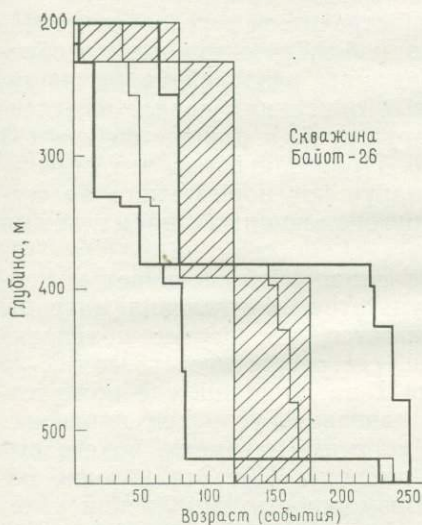
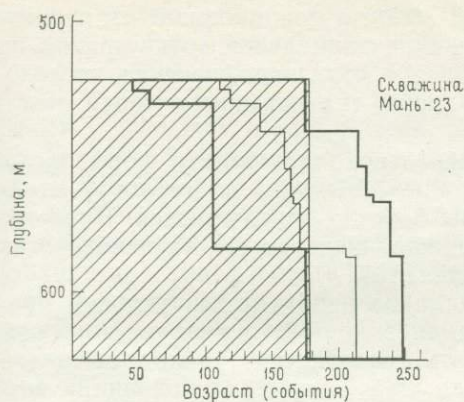


Рис. 7. Диаграммы возраст — глубина. Жирная линия — оценка возраста интервала, тонкая линия — среднее значение возраста интервала, заштрихованные участки — оценка возраста предыдущими авторами.

щению и сокращению спектра рассматриваемых ископаемых организмов за счет устранения не только плохо интерпретированных, но также нетипичных форм.

Именно поэтому в данной статье рассматриваются только формальные таксоны. Образец принадлежит к формальному таксону АВС, если специалист А определил его в отчете В как образец из таксона С. Формальные таксоны нельзя считать разобщенными, даже если географическое распределение таксонов, названных С, будет заново определено палеонтологами. Однако если в стратиграфических исследованиях используются формальные таксоны, то редкие, плохо определенные таксоны начинают терять свое значение в связи с неправильным употреблением их названий, а также в связи с менее закономерным временным и пространственным распределением. Это показано на примере *Nummulites striatus*. Этот таксон часто упоминается для площадей от (1), (2) и (3), причем геологи-по-



левика знают это название, и многие из них, не будучи экспертами, могут выделить этот таксон.

Предполагается, что таксон постепенно становится плохо определенным, размытым, в связи с тем, что различные образцы из таксона *N. sp. ex. gr. N. striatus* были определены как *N. striatus*. Следовательно, временной диапазон, оцененный нашими методами, был распространен на конечные точки шкалы и, естественно, «образцы, названные *N. striatus* любым автором любого отчета», теряют стратиграфическое значение.

Конечно, это не исключает практическое использование формального таксона типа «образцы, названные *N. striatus* специалистом А в отчете».

Отказ от всех образцов *N. striatus* может оказаться недопустимым с палеобиологической или фациальной точки зрения, но внедрение формальных таксонов в стратиграфические исследования обеспечит соответствующий «классификационный механизм».

В данном исследовании использовались только формальные таксоны типа «таксон, названный А одним из геологов в одном из отчетов». Эти таксоны хорошо определяются. Следовательно, события на нашей шкале, выделенные на основе этих таксонов, также хорошо определены.

Нормальное залегание. Одно из необходимых условий применения метода построения диапазонов — это наличие нормального залегания. Будем считать геологическое тело нормально залегающим, если в нем вдоль любой вертикальной линии возраст монотонно убывает по направлению вверх.

Нормальное залегание может встречаться в условиях надвигов или сбросов. Для того чтобы избежать связанных со сбросами трудностей, изучаемые скважины разделялись на части, которые учитывались при полевых описаниях керна; выделенные части были свободны от нарушений, и данные по каждой из них обрабатывались отдельно. Предполагается, что невыявленные нарушения малы и не нарушают нормального залегания, так как часто являются крутопадающими нормальными сбросами.

Условие плотности. Условие плотности обеспечивает расширение области применения результатов вычисления матрицы временных переходов. Предполагается, что первое появление таксона I на некоторой площади, где отсутствует таксон J, не предшествует появлению таксона I на площади, где присутствуют оба таксона. Это условие, названное условием плотности (Динеш, 1978), выполняется не во всех ситуациях, но его выполнение вполне возможно для площади (1). Это условие непосредственно не проверяется. Возможность выполнения условия плотности увеличивается при изучении только тех таксонов, которые обнаружены более чем в 6 скважинах.

Однако если изучается площадь (2), то может оказаться, что некоторые из оцененных временных диапазонов окажутся ошибочными. Это случается тогда, когда таксон I в каждой скважине расположен выше или ниже таксонов J_1, \dots, J_{n_i} , а на площадях (2) и (3) существует вертикальная последовательность, в которой такая ситуация отсутствует, и бессодержательные элементы матрицы временных переходов, обусловленные непостоянными таксонами, не компенсируют ошибки. Если число таксонов n_i , расположенных выше или ниже таксона I в каждой из скважин на площади (1), велико, то оценка временного диапазона таксона I может оказаться неправильной, а оценка остатка будет меняться незначительно. Вполне воз-

можно, что большинство установленных временных диапазонов ошибочно в связи с влиянием этого фактора.

Опробование в условиях карста. Нет ничего удивительного в том, что пробы, взятые в условиях карста, бывают загрязнены. Это выявляется при поиске «очень необычных последовательностей». В связи с тем, что палеонтологи никак не отмечали наличие карста, такая процедура не была обоснована, но тем не менее серьезных ошибок удалось избежать.

Редкое опробование. Этот фактор также может оказывать влияние на правильность получаемых с помощью предлагаемого метода результатов. Эффект может заключаться в сокращении величины приближенного временного диапазона по сравнению с диапазонами, построенными по результатам достаточно плотного опробования.

Рассматриваемые здесь скважины относительно плотно опробованы в соответствии с промышленными нормами и фаунистической изменчивостью. Следовательно, представляется вполне обоснованным, что опробование не является главным источником ошибок при построении диаграммы временных диапазонов.

Документация, выборка и ошибки ручной обработки данных. Эти факторы могут привести к весьма неожиданным и большим ошибкам. Количество ошибочных данных в тексте за счет описания может достигать 10%. В настоящем исследовании большая часть первичной документации использовалась на определенном уровне записи данных, а данные проверялись путем их повторного сбора. Поэтому можно надеяться, что доля оставшихся ошибок окажется меньше 1%, причем они не являются неизбежными.

Длина кернa. Если длина кернa большая, а опробование внутри изучаемого интервала проведено пробами нормального объема, то по этим данным можно построить правильную диаграмму диапазонов. При этом не требуется точного определения положения пробы внутри интервала опробования, а важна последовательность расположения проб. Если проба состоит из небольших кусочков породы, равномерно распределенных в данном интервале кернa, то качество оценки временного диапазона возрастает. Хотя в полевых отчетах не указаны применявшиеся методы опробования, можно считать, что описанная ситуация встречается довольно часто. Это предположение основано на результатах бесед автора с геологами. Средняя длина опробованного интервала кернa не превышает 4 м.

Неполнота фаунистических списков. Палеонтологи часто не публикуют полных списков фауны в связи с ненадежной идентификацией таксонов, вычеркивая распространенные таксоны или таксоны, которые явно вторично переработаны. Проведенные нами эксперименты со списками фауны, составленными

различными палеонтологами, показали, что в наихудшем случае вертикальное смещение в оценке границ последовательности А-тип — таксон — диапазон — биозона может достигать 60 м. Приблизительные временные диапазоны могут возрасти или уменьшаться как следствие этого смещения по сравнению с диапазонами, полученными по полному списку фауны. Однако эту ошибку не следует рассматривать как систематическую для каждой скважины, и, в частности, ее не нужно считать особенно важным фактором при изучении часто встречающихся таксонов.

Неоднородное исследование. Изучение спор и пыльцы ограничено тонкозернистыми осадочными образованиями, а моллюсков и фораминифер — легко рассыпающимися породами, в результате чего при установлении распространенности таксонов могут возникнуть искусственные пустые зоны (ложные пробелы). Тем не менее одну и ту же пробу можно использовать для изучения более чем одной группы ископаемых организмов, хотя на практике в подавляющем большинстве случаев пробы не используются для обобщенного исследования всех групп ископаемой фауны.

Если опробование проведено достаточно плотно для каждой группы ископаемой фауны, то никаких осложнений не возникает. В данной работе все возможные группы фауны изучались в большом числе проб, отобранных из скважин, за исключением нанноплankтона и остракод. Поэтому данные по остракодам в вычислениях не использовались. Учитывая большое число обнажений, скважин и таксонов и несистематическое появление пробелов, можно считать, что эффект от действия этого фактора будет ничтожным.

Фациальная зависимость. Региональные временные диапазоны устанавливаются по первому и последнему появлениям данного таксона, которые в свою очередь зависят от фациальных изменений. В то же самое время на точность построения вычисленной диаграммы диапазонов фациальные изменения непосредственно не влияют, а оказывают косвенное влияние через условие плотности, упомянутое ранее.

Переработка. В данном исследовании принято как очевидный факт, что переработка осадка и смешение фауны не увеличивают ошибок временной шкалы и рассчитанной диаграммы диапазонов.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ, ПОЛУЧЕННЫХ ДЛЯ БАССЕЙНА ДОРОГ

Описание диаграммы диапазонов. На рис. 6 приведена диаграмма диапазонов, полученная для бассейна Дорог. Длина временных диапазонов достигает максимального значения 251

«без учета угольных слоев». За ним следуют значения 239 для *Brachiodontes corrugatus*, 238 для *Nummulites striatus* и *Amonia gregaria*, 230 для *Cibicides dutemplei* и 225 для *Tuvelina pseudopetersi*.

Наилучшими временными маркерами являются «второй от верхнего угольного слоя» (22), «первый от нижнего угольного слоя, если угольных слоев более одного» (29), *Discocyclusina chudeani* (60), *Tympanotonus hantkeni* (66), *Operculinella vanghani* (74), *Discocyclusina numulitica* (77), *Arcopagia colpodes* (105) и т. д.

Следует особо отметить, что временное запаздывание на принятой шкале может оказаться больше, если оно выражено в годах, по сравнению с запаздыванием, выраженным через события. Замечательно также, что ископаемая фауна не дает наилучших отметок. Сокращение величины диапазонов может произойти за счет увеличения числа рассматриваемых таксонов и обнажений.

Полученные значения длины диапазонов сравнивались также с относительными биостратиграфическими величинами (RBV), предложенными Мак-Каммоном [26]. RBV является функцией зависимостей между фациями, а также горизонтальной и вертикальной распространенности. Как и следовало ожидать, точки на графике зависимости RBV от ширины диапазона таксона оказались рассеянными выше некоторой прямой линии, имеющей отрицательный наклон. Отрицательный наклон следует из самого определения RBV, а широкая область рассеяния точек объясняется наличием двух групп таксонов. Первая из них характеризуется «тонкослоистым, но не изохронным распределением», а вторая группа сравнима только с небольшим числом других таксонов, и, следовательно, области их распространения представляются шире.

Распределение оценок первого и последнего появлений таксонов характеризуется двумя максимумами, что является следствием их стохастического характера. Кроме того, максимумы можно объяснить и резкими изменениями фауны на границах стадий.

Несколько раньше Яамбор-Кнесс, Кескемети-Кёрменди, Ракоши и Виталис-Зилахи опубликовали диаграммы временных диапазонов *Nummulites*, моллюсков, пыльцы и фораминифер из отложений бассейна Дорог. В связи с тем, что эти диаграммы были построены с помощью неспецифических методов, в которых применены иные наборы данных, стандартные шкалы и другие определения временных диапазонов, не следует ожидать их полного совпадения. Следует отметить, что больших расхождений в этом случае нет и, кроме того, данная диаграмма является более детальной, чем диаграммы, построенные раньше другими исследователями.

Возможные будущие изменения диаграммы временных диапазонов, полученной в данном исследовании. Как уже отмечалось выше, если какое-либо условие, обеспечивающее точность вычислений, будет ложным, то диаграмма, приведенная на рис. 6, может (но не «должна») оказаться ошибочной. Несколько раньше мы уже рассмотрели факторы, которые могут исказить приблизительную диаграмму диапазонов. Окончательное заключение сводится к тому, что хотя эти факторы и могут привести к серьезным ошибкам по сравнению с приближенными временными диапазонами, рассчитанными по данным, которые свободны от этих воздействий, по нашим оценкам, они приводят только к малым отклонениям.

Если в области (2) или (3) будут пробурены новые скважины и изучены новые обнажения, в которых будут установлены те же самые таксоны, тогда изменится множество скважин и обнажений области (1) и как следствие этого шкала (1) и временные диапазоны могут также измениться.

В данном случае шкалы (2) и (3), а также временные диапазоны таксонов не изменятся, а претерпят изменения только оценки положений первого и последнего появлений таксонов на шкале (2) или (3). Если число скважин и обнажений в областях (2) и (3) стремится к бесконечности, временная шкала и диапазоны области (1) будут приближаться к аналогичным характеристикам области (2) или (3). Могут также проявиться и флуктуации временных диапазонов, выражающиеся как в их увеличении, так и уменьшении. Кроме того, при увеличении числа скважин становится более вероятным сокращение временного диапазона.

Если некоторое число скважин устранено из рассмотрения, то шкала области (1) и временные диапазоны таксонов этой области могут измениться, тогда как шкалы областей (2) и (3) и соответствующие этим областям временные диапазоны таксонов меняться не будут.

Если распространить область (3), например, на всю Венгрию или Юго-Западную Европу, то временная шкала новой области может существенно отклоняться от шкалы Задунайского Среднегорья, хотя оценки, сделанные по тому же самому набору данных из области (1), могут оказаться полезными, если будет выдержано условие плотности и для нового региона. Надежность диаграмм временных диапазонов, рассчитанных для области (1), остается неизвестной для любой подобласти области (1).

Если к имеющемуся набору данных добавлены новые пробы, отобранные из тех же самых скважин, то оценки временных диапазонов могут измениться в связи с тем, что первоначальное опробование было скудным.

Если к имеющимся данным добавлены новые таксоны, то можно определить новую временную шкалу для областей (1), (2) или (3), содержащую первые и последние появления новых таксонов. На этой новой шкале временные диапазоны исходных таксонов могут перемещаться в обоих направлениях. Положение таксонов, добавленных позднее, можно оценить как на исходной, так и на новой шкале.

Если множество таксонов улучшено или объединено с другим множеством, то временная шкала и временные диапазоны для областей (1), (2) и (3) могут измениться, но полученные новые оценки временных диапазонов не будут аддитивными.

ОЦЕНКА ВОЗРАСТА

Как отмечалось в предыдущих параграфах, если для областей (1), (2) или (3) была установлена временная шкала и приблизительно определены временные диапазоны таксонов, то можно определить и возраст любой пробы. Процедура получения оценки возраста была описана Динешем [4, 5].

Эта процедура включает два этапа. Первый этап — это определение возраста каждой пробы путем нахождения для нее интервальной оценки, основанной на распознавании различных таксонов. Такие оценки рассчитываются по данным диаграммы временных диапазонов, представленной на рис. 6. Минимальный возможный возраст пробы соответствует максимальному возрасту последнего появления изучаемых в ней таксонов, тогда как максимально возможный возраст пробы будет определяться через минимальный возраст первого появления этих таксонов.

Нумерация на нашей шкале направлена назад во времени. Допустим, что проба В лежит ниже пробы А и возраст пробы В больше k . Тогда возраст пробы А также будет больше k . Аналогично любая проба (возраст которой определен меньше k), лежащая ниже пробы В, должна быть моложе k . Если выполнено условие нормального залегания, дальнейшая корректировка производится напрямую. Этот шаг представлен графически на рис. 8. Условия вычислений, мешающие факторы и полученные результаты рассмотрены ниже.

Мешающие факторы. *Нормальные или обратные сбросы.* На диаграмме глубина — возраст наличие сброса, не нарушающего нормального залегания слоев, может привести к положительному горизонтальному скачку и к отрицательному, если этот сброс нарушает нормальное залегание. Следовательно, если на диаграмме глубина — возраст обнаружен большой положительный скачок, то это может указывать на наличие нормального сброса, не нарушающего нормального залегания. Тем не менее большие положительные скачки могут быть следстви-

ем частных фаунистических изменений, а также сбросов, которые нарушают нормальное залегание и не проявлены на диаграмме в каждой ситуации. Сброс, нарушающий нормальное залегание, например обратный сброс, может привести к не имеющей смысла оценке возраста для некоторого интервала, если проводимая корректировка основана на предположении о нормальном залегании. Рассмотрим конкретный пример.

Оценки возраста, полученные на основе гипотезы о нормальном залегании слоев, дали правдоподобные результаты для всех проб, отобранных из изучаемых обнажений и сква-

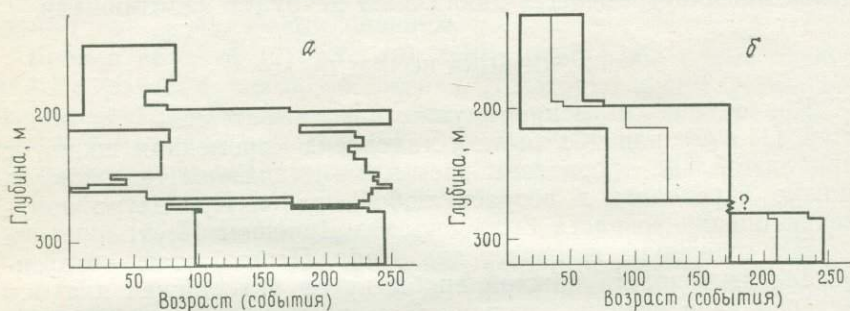


Рис. 8. Диаграмма возраст — глубина для скважины М-83. а — нескорректированные данные; б — данные скорректированы в предположении о нормальном залегании.

жин, за исключением Модьорошбаниа-83. Эта скважина пробурена недалеко от полосы, в которой наблюдается значительный скачок в абсолютных отметках всех границ биозон, что указывает на наличие крупного сброса. Для М-83 были построены диаграммы глубина — возраст как с учетом предположения о нормальном залегании, так и без него. На рис. 8 видно, что последовательность оценок в интервале 269—279 м противоречит гипотезе о нормальном залегании. В этом интервале скорректированная нижняя оценка расположена выше, чем скорректированная верхняя оценка.

Рис. 9 иллюстрирует другое положение. По данным проб, взятых из Балатонского карьера, построена диаграмма глубина — возраст с предположением о нормальном залегании и без него. Тот факт, что различия между диаграммами а и б на рис. 9 невелики, указывает на то, что наблюдаемые значительные изменения угла падения пород на глубине не связаны со значительными нарушениями нормального залегания.

Длина керна. Допустим, что керн был взят и опробован из интервала 128,6—142,0 м. Если проба представляет собой единый небольшой объем породы, то наша процедура гарантирует хорошую оценку независимо от длины керна. Наоборот, если

проба представляет собой смесь различных небольших кусочков породы, отобранных из некоторого интервала, то возраст отдельных частей длинного керна может существенно различаться, так что при оценке возраста интервалов нельзя допускать их перекрытия, в итоге которого могут быть получены ненадежные результаты.

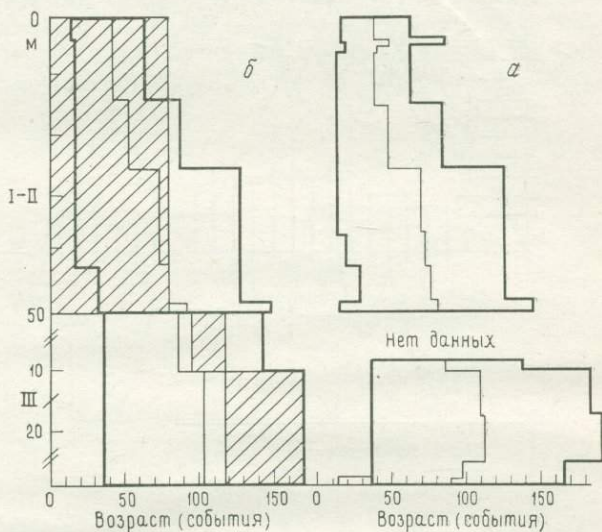


Рис 9. Диаграмма возраст — глубина для обнажений Балатонхедь I—III. *a* — нескорректированные данные; *b* — данные скорректированы в предположении о нормальном залегании. Рис. 9, *b* не скорректирован в точке 0 м обнажения III (в полевой документации указан сброс).

Неполные списки фауны, неоднородное изучение. Если в пробе присутствуют только некоторые таксоны из приведенных в списке фауны, то оценка возраста может оказаться шире по сравнению с оценкой, сделанной по полному списку.

Фациальные изменения. Фациальные изменения непосредственно не влияют на точность оценок возраста, полученных по описанному алгоритму. Однако благодаря изменчивости состава фауны и недостатку данных могут иногда наблюдаться резкие изменения в оценках возраста.

Несогласия, перерывы и переработка. Несогласия, перерывы и переработка не влияют на точность оценок возраста, сделанных описанным здесь методом. Наличие на диаграмме глубина — возраст больших скачков, превышающих 50 событий, может свидетельствовать о несогласии или о перерыве. По наблюдаемой временной шкале можно не обнаружить переработанных осадков.

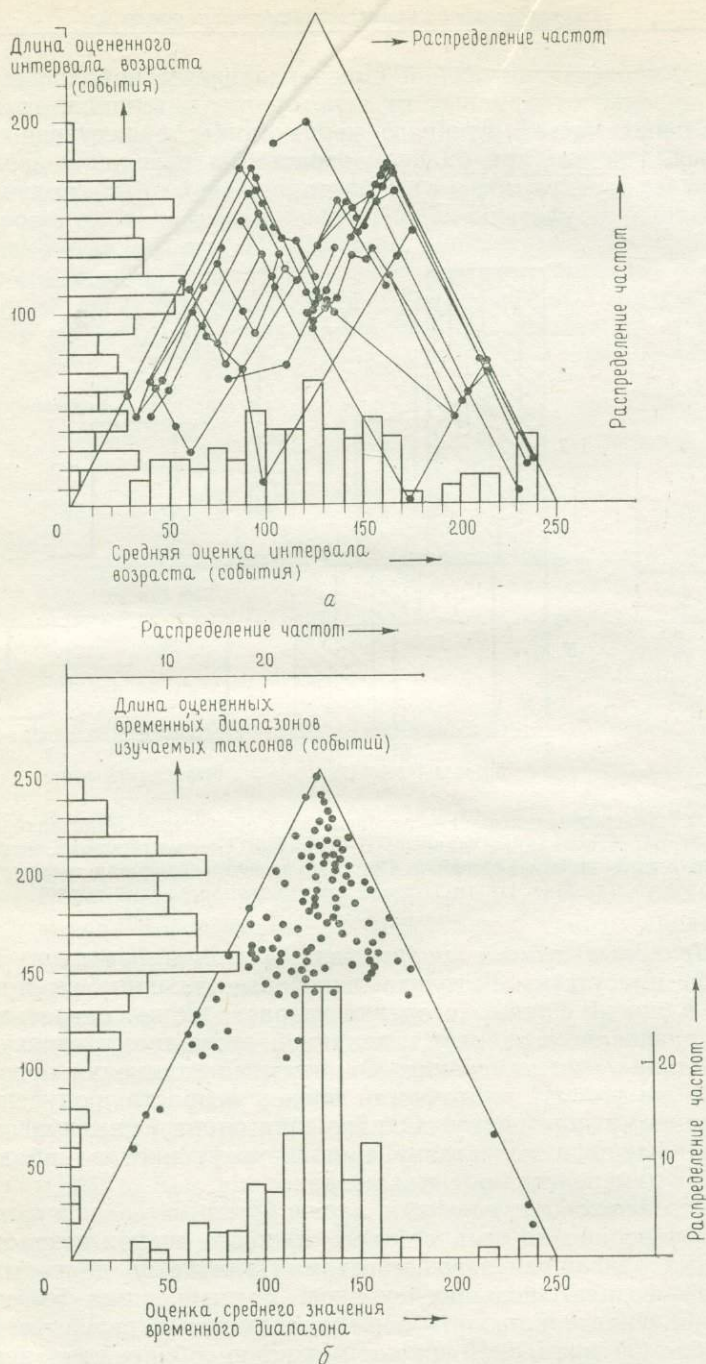


Рис. 10. Распределение временных диапазонов таксонов (а) и оценки возрастных интервалов в пробах в зависимости от среднего временного диапазона и от оценки среднего возраста пробы (б).

Ошибки в оценках временных диапазонов. В данном контексте оценка временного диапазона является ошибочной, если она не учитывает истинного временного диапазона. В свою очередь это может привести к ошибочной оценке возраста.

Учет временной шкалы при бурении скважин в будущем. Если при изучении новой скважины окажется, что соответствующая ей матрица временных переходов не противоречит диаграмме диапазонов, то последнюю можно применять чисто механически, хотя событие k нового набора данных не совпадает с событием k старого набора. Если же матрица временных пе-



Рис. 11. Распределение скачков в зависимости от оценки средней величины возрастного интервала пробы выше скачка. Задунайское Среднегорье. Сглаживание окном в 20 событий.

реходов новой скважины противоречит диаграмме диапазонов, то необходимо рассчитывать новую обобщенную матрицу и построить новую диаграмму диапазонов, а затем, если потребуются, скорректировать оценки для всех скважин и обнажений.

Наш опыт показывает, что несмотря на то, что противоречивые матрицы логически возможны в любой ситуации, особенно когда новая скважина бурится недалеко от уже пробуренных, противоречия редко возникают в тех случаях, когда диаграмма диапазонов построена по данным более чем 40 скважин.

Обсуждение результатов. *Описание диаграмм глубина — возраст.* Для скважин и обнажений, приведенных в табл. 1, а также для некоторых скважин Европы и Африки были построены диаграммы временных диапазонов (рис. 6) и диаграммы глубина — возраст в условиях нормального залегания. Иллюстрацией является рис. 7.

Выборочные средние значения возраста были получены путем устранения верхней и нижней оценок. Если не принимать во внимание небольшие максимумы и минимумы (возможно,

случайные), то распределение для Задунайского Среднегорья можно считать одновышинным. Это показано на рис. 10. Минимумы гистограммы, наблюдаемые в интервалах 0—30, 180—190 и 240—250, обусловлены структурой диаграммы диапазонов и не играют существенной роли.

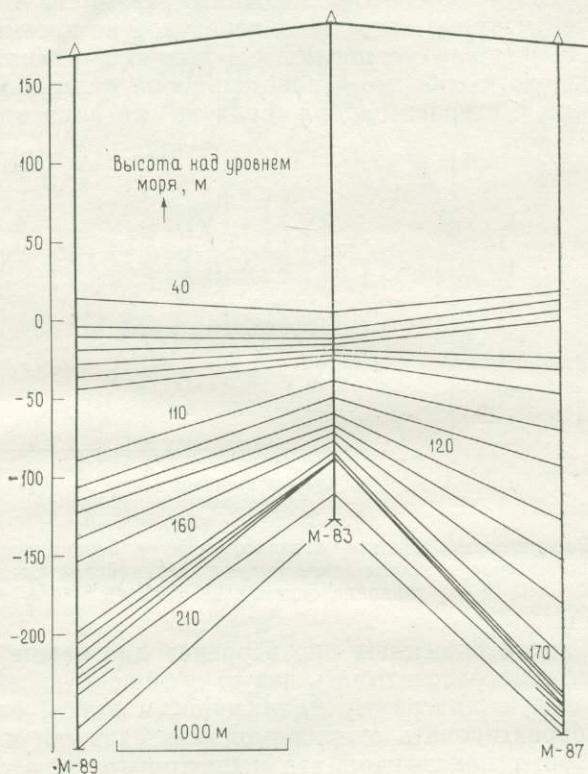


Рис. 12. Оцененная и линейная интерполяции изохрон в плоскости М-89, М-83, М-87.

Распределение величин временных интервалов, приведенное на рис. 10, б, является, как и ожидалось, следствием распределения оценок временных диапазонов, представленного на рис. 10, а. Средняя длина интервала равна приблизительно 52 событиям. При этом рассматривались только однородные интервалы с постоянной оценкой возраста, а не отдельные пробы. Подавляющее большинство значений средней длины интервала приблизительно совпадает со средним значением шкалы.

На рис. 11 приведено распределение скачков на диаграммах глубина — возраст. Отчетливо выраженные пики в цент-

ральной части шкалы могут соответствовать реальным пробелам. Гидай (1966) и Колек [23] в своих ранних работах полагают, что эти пробелы соответствуют периодам денудации, имевшим место в течение эоцена.

Несмотря на то что распределение скачков носит региональный характер, их точная корреляция от скважины к скважине невозможна в связи с тем, что оценки возраста в пробах весьма широки.

Совпадение с традиционными оценками возраста. Положение временных границ стандартных стадий эоцена на принятой шкале оценивалось с помощью описанного выше метода. Применяя эти оценки, можно сравнивать границы хроностратиграфических единиц эоцена, как установленных геологами с помощью традиционных методов, так и вычисленных по данным оценок возраста в пробах и экспериментальных оценок границ стадий. При этом можно провести сравнение традиционных и алгоритмических оценок как от пробы к пробе, так и от разреза к разрезу. Последнее приложимо к каждой пробе внутри разреза при условии, что традиционная и алгоритмическая оценки возраста I_1 и I_2 для разреза совпали.

Результаты использованного здесь третьего метода приведены в табл. 3, где I_3 — средний возраст пробы.

Таблица 3. Оценка временных интервалов, полученных по данным скважин и обнажений Задунайского Среднегорья

Зависимости	Число проявлений	Проценты	Результат
I_1 и I_2	9	5	I_2 ошибочна
I_2 и I_3			
I_1 включает I_2			
	54	36	Если I_2 верна, то она лучше, но это может оказаться ошибочным заключением
I_1 включает I_2	67	42	
I_2 включает I_1	14	—	I_2 верна, но I_1 лучше

Несмотря на существующие различия, общее совпадение оказалось хорошим. В соответствии с допущениями, рассмотренными в предыдущих параграфах, были выделены следующие ситуации.

Если I_1 и I_2 различны, то I_2 должна быть ошибочной. Если I_1 и I_2 не различаются, то I_2 может быть правильной и точнее, чем I_1 .

Для традиционного метода средняя ширина оцененного возрастного интервала (точность) равна 29 событиям, а для алгоритмического она равна 52. Следовательно, алгоритмические

оценки в среднем являются менее точными, чем традиционные. Однако традиционные оценки дают более 5% основных (возможных и доказанных) ошибок плюс неизвестное количество ошибок, которые нельзя установить. Более того, 9% традиционных оценок менее точны, чем алгоритмические оценки.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Изложенные здесь результаты представляют собой предварительное исследование возможностей применения формализованных методов в био- и хроностратиграфии. С целью изучения возможностей применения формальных стратиграфических единиц, временных шкал, локальных временных диапазонов таксонов и приближенного определения возраста проб с помощью формальных методов были обработаны списки фауны в условиях густого опробования из хорошо изученных разрезов небольшого бассейна Дорог и Задунайского Среднегорья, а также данные по угольным пластам. Полученные результаты сравнивались с данными более ранних авторов.

Результаты, обобщенные на рис. 6 и 7, а также в табл. 3, показывают, что, несмотря на осложнения с источниками данных и неуверенностью относительно выполнения условий, гарантирующих точность применяемых алгоритмов, были получены надежные диаграммы временных диапазонов и оценки возраста. Следует ожидать, что в ближайшем будущем достоинства формальных процедур, так же как точное определение временных шкал, детальные определения и знание условий, при которых достигается нужная точность манипуляций, будут использованы при получении оценок интервалов меньшей длины.

Сложности, связанные с источниками данных и воздействием мешающих факторов, можно устранить путем стандартизации опробования и методов изучения, а также реорганизации процесса стратиграфических исследований. Кроме того, может быть увеличено число изучаемых таксонов и скважин, а точность оценок возраста улучшена.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Báldi-Beke M.*, 1971. The Eocene nannoplankton of the Bakony Mountains, Hungary, *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 54 (4), 11—40.
2. *Dienes I.*, 1974. Subdivision of geological bodies into ordered parts, in *Dienes I., ed., Matematika és számítástechnika a nyersanyagkutatásban I. Hungarian Geological Society (MFT)*, pp. 138—147.
3. *Dienes I.*, 1977. Formalized stratigraphy: basic notions and advantages, in *Merriam D. F., ed., Recent Advances in Geomathematics*, Pergamon, N. Y., pp. 81—87.

4. *Dienes I.*, 1978a. Establishment of optimal complex time scales and their use, *Acta geol.*
5. *Dienes I.*, 1978b. Exact methods for plotting temporal range charts, *Computers & Geosciences*, 4, 269—272.
6. *Dienes I., Mann C. J.*, 1977. Formalization of stratigraphic terminology, *Jour. Math. Geology*, 9 (6), 587—603.
7. *Dudich E. and others*, 1968. Quelques problèmes actuels de l'Eocène dans la Montagne Centrale Transdanubie, Hongrie, *Mém. du BRGM*, 58, 675—682.
8. *Gidai L.*, 1968. Geologische Ergebnisse der Bohrung Nyergesujfalu 29, *Jahresberichte d.Ung. Geol. Anstalt für 1966*, 141—148.
9. *Gidai L.*, 1969. Les subdivisions stratigraphiques de formations Éocène de la partie NE de la Montagne Centrale de Transdanubie (Hongrie), *Mém. du BRGM*, 69, 183—192.
10. *Gidai L.*, 1971a. Coupe repère de l'Éocène de la region Nord-Est de Transdanubie (Sondage de Tokod—527), *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 54 (4), 101—111.
11. *Gidai L.*, 1971b. Les données fournies par la revision géologique de quelques affleurements Éocènes classiques de la region Nord-Est de Transdanubie, *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 54(4), 82—97.
12. *Gidai L.*, 1971c. Les faciès de Eocène dans la région de Mány, de Szomor-Zsámbék et de Bajna, *Rap. Ann. de l'Inst. Geol. de Hongrie sur l'année 1969*, 111—120.
13. *Gidai L.*, 1972. L'Éocène de la region de Dorog, *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 55(1), 1—40.
14. *Gidai L.*, 1976. Stratigraphie des formations Éocènes des environs de Várgezsztés (Transdanubie) et leurs possibilités de corrélation, *Rapp. ann de l'Inst. Géol. de Hongrie sur l'année 1974*, 335—342.
15. *Gidai L.*, 1977. Coupe de référence géologique des formations Éocènes des environs de Sümeg et Csabrendek, d'après de sondage No. Cn-850, *Rapp. ann de l'Inst. Geol. de Hongrie sur l'année 1975*, 229—249.
16. *Hantken M.*, 1872. Die geologische Verhältnisse des Graner Braunkohlengebietes, *Jahrbuche der kön. Ung. Geol.*, 1(1), 5—140.
17. *Jámbor-Kness M.*, 1969. Recherces sur les Nummulites dans le bassin de Dorog, *Mém. du BRGM*, 59, 201—208.
18. *Jámbor-Kness M.*, 1973. Eocénkoru Nummulitesek vizsgálatá és rétegtani értékelése a Dorogi medence Ny-i részén, *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 55(3), 378—417.
19. *Jámbor-Kness M.*, 1974. Nummulites d'âge Éocène inférieur remaniées dans l'Éocène moyen de la Transdanubie nord-est, *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 54 (4), 177—185.
20. *Kecskeméti T.*, 1971. Appreciation de quelques espèces des Nummulites par rapport a leur valeur stratigraphic avec la prise en consideration des factors paleogeographiques, *Ann. Inst. Géol. Publ. Hung.*, 54 (4), 189—199.
21. *Kecskeméti T.*, 1960. A bakonyi eocén szintezése nagy foraminiferák alapján, *Földt. Közl.*, 90(4), 442—455.
22. *Kecseméti-Körmendy A.*, 1972. Die eozäne Molluskenfauna des Doroger Beckens, *Ann. d. Uug. Geol.*, 55 (2), 141—377.
23. *Kopek G. and others*, 1965. Stratigraphische Probleme des Eozäns im Transdanubischen Mittelgebirge, *Acta geol.*, 9 (3—4), 411—425.
24. *Kopek G.*, 1967. Zusammenhänge zwischen der perspektivischen Braunkohlenerkundung und faziologischen und Entwicklungsgeschichtlichen Problemen des Eozäns im Transdanubische Mittelgebirge, *Ann. Hist. Nat. Mus. Nat. Hung. Pars. Mineral Paleont.*, 59, 81—92.
25. *Kopék G.*, 1968. A bakony-vértési köszenkutató legujabb eredményei, *Rapp. ann. de l'Inst. Géol. de Hongrie sur l'année 1966*, 105—115.
26. *McCannon R. B.*, 1970. On estimating the relative biostratigraphic value of fossils, *Bull. Geol. Inst. Univ. Uppsala*, 2, 49—57.

27. *Rákosi L.*, 1971. Les associations de la végétation du Bassin lignitifère de Dorog, Ann. Inst. Géol. Publ. Hung., 54 (4), 263—274.
28. *Rákosi L.*, 1973. Palynologie des formations paléogènes du bassin de Dorog, Ann. Inst. Géol. Publ. Hung., 55 (3), 497—697.
29. *Rozlozsnik P. and others*, 1922. Az esztergomi bányaterület bányaföldtani viszonyai, Bp, M. kir. Iódt, Int., 128 pp.
30. *Strausz L.*, 1966. Über die stratigraphische Verteilung der Gastropoden im Eozän Ungarns, Földt. Közl., 93 (3), 349—355.
31. *Szöts E.*, 1956. Le Éocène (Paléogène) de la Hongrie, Geol. Hung., Ser. Geol., 9, 76—106.
32. *Szöts E.*, 1961. Remarques sur les niveaux á Foraminifères du Paléogène en Hongrie, C. R. Soc. Géol. France, 3 (6), 161—162.
33. *Vitális-Zilahy L.*, 1968. Foraminifères planctoniques dans la série de Éocène du bassin de Dorog, Mém. de BRGM, 58, 131—135.
34. *Vitális-Zilahy L.*, 1971. Les formations Éocène moyen a Foraminifères du bassin de Dorog, Ann. Inst. Géol. Publ. Hung., 54(4), 131—135.

БИОСТРАТИГРАФИЯ

КОЛИЧЕСТВЕННАЯ БИОСТРАТИГРАФИЯ: ТРЕБОВАНИЯ К МЕТОДАМ И ДАННЫМ

Люси Е. Эдвардс

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Биостратиграф-практик может выбирать нужный ему метод среди имеющихся многочисленных количественных и полуколичественных методов. Различные методы характеризуются отчетливо различающимися стратегиями, предполагают различные допущения и могут давать разные результаты, а в связи с этим требуют критического сравнения. Наиболее важные вопросы, которые необходимо рассмотреть, сводятся к следующему:

Все ли данные взяты из стратиграфических разрезов?

Все ли данные взяты из измеримых стратиграфических разрезов?

Сколько разрезов следует использовать?

Имею ли я дело с двумя видами событий (подошва и кровля) или только с одним видом (только подошва или только кровля)?

Ищу ли я максимальные или средние (наиболее вероятные) диапазоны?

Могу ли я считать выполненными допущения о линейности, нормальности, независимости, требуемые различными методами?

Биостратиграф, рассматривающий различные количественные методы, должен отклонить, принять или согласиться с положенными в их основу допущениями и провести эксперименты с устойчивыми методами. Вводится гипотетический массив данных и обрабатывается одним из методов количественной биостратиграфии — методом непространственных графов. Этот метод дает достаточно точные результаты и является устойчивым. Я надеюсь, что этот эксперимент будет служить для биостратиграфов примером для повторения применительно к другим количественным методам.

ВВЕДЕНИЕ

На первом заседании Проекта 148 рабочей группы по биостратиграфии МПГК (Международной программы геологической корреляции) в Сиракузах, Нью-Йорк, США, в 1977 г. были сформулированы три основные задачи [4]:

1. Создание алгоритмов для решения задач количественной биостратиграфической корреляции.

2. Внедрение программ для ЭВМ.

3. Оценка различных методов изучения, как реальных, так и полученных путем моделирования наборов данных.

По задачам 1 и 2 был достигнут значительный прогресс. При этом были разработаны и реализованы на ЭВМ различные методы количественной биостратиграфической корреляции. Третья же задача, оценка различных методов, в настоящее время требует усиленного внимания.

Различные количественные методы, применяемые в биостратиграфии, обладают своими стратегиями, требуют различных допущений и могут приводить к различным результатам. Такие методы и некоторые соответствующие им стратегии рассматриваются в прекрасном обобщении Брауэра [2]. В данной статье также будут рассмотрены различные методы с позиций их применимости и лежащих в их основе допущений. Некоторые из этих методов хорошо подходят для обработки данных определенного типа. Заметим также, что отдельные практические задачи биостратиграфии одними методами решаются лучше, чем другими.

Кроме того, при обсуждении различных методов и их применения в биостратиграфии использовался гипотетический набор данных. Автор надеется, что эта статья послужит стимулом для дальнейших исследований.

МЕТОДЫ КОЛИЧЕСТВЕННОЙ БИОСТРАТИГРАФИИ

Обсуждаемые в данной статье различные количественные методы можно разделить на категории в соответствии с используемыми биостратиграфическими концепциями. В этой статье рассматриваются четыре такие концепции:

1. *Концепция соответствия* — для биостратиграфической информации характерно, что конкретная проба содержит конкретный таксон.

2. *Концепция события* — для биостратиграфической информации характерно, что конкретный таксон в данной пробе имеет свое стратиграфически самое верхнее или стратиграфически самое нижнее появление.

3. *Морфологическая концепция* — биостратиграфическая информация в конкретной пробе обладает морфологическими характеристиками таксона.

4. *Экстратиграфическая концепция* — биостратиграфическая информация обладает палеоэкологическими характеристиками стратиграфических разрезов, вытекающими из относительной распространенности таксонов.

Более детальное рассмотрение отдельных методов читатель может найти в статьях Хазеля [19], Хейя и Соутама [17], Брауэра и Миллендорфа [4], Миллендорфа, Брауэра и Димана [23] и Брауэра [2]. Ниже приведено краткое рассмотрение стратегий.

Концепция соответствия. В методах, использующих концепцию соответствия, можно представить исходные данные с помощью матрицы таксонов как элементы пробы. Обычно такие выборки представляют собой обозначения, указывающие на наличие или отсутствие таксонов, но при этом могут также использоваться и обозначения, характеризующие относительную распространенность или стратиграфическое положение. Имеющиеся данные можно анализировать Q-методом, сравнивающим сходство или различие между парами проб, что приводит к матрице типа проба на пробу. Кроме того, данные можно анализировать R-методом, сравнивающим таксоны и приводящим к матрице типа таксон на таксон, или же таксоны и пробы можно изучать совместно. Основные выводы могут быть получены путем применения к имеющимся данным различных методов, например таких, как кластерный анализ, метод главных компонент, анализ соответствия и др. Обзор многомерных методов можно найти в недавней работе Хазеля [19], а также Миллендорфа, Брауэра и Димана [23].

Метод сквозных диапазонов. Может случиться, что биостратиграф, использующий многомерный анализ в виде Q-метода, посчитает конкретный таксон присутствующим в пробе, в которой он не был обнаружен, но наблюдался в пробах ниже и выше в данном стратиграфическом разрезе. Такая процедура была предложена Читемом и Дебу [6], а затем обсуждалась в работе Хазеля [19], который назвал ее методом сквозных диапазонов. С позиций биостратиграфии этот метод является многообещающим [18, 23].

Однако с научных позиций метод сквозных диапазонов имеет важные разновидности. Используя его, биостратиграф делает выводы, исходя из концепции соответствия. При этом биостратиграфическая информация ничего не может дать больше, чем утверждение, что проба содержит или не содержит конкретный таксон. Таким образом, на результат вычисления характеристик сходства или различия между парами проб будут влиять только стратиграфически наивысшая или наинизшая распространенность таксонов. Следовательно, возможна ошибка, заключающаяся в том, что биостратиграф, использующий метод сквозных диапазонов, будет оперировать в рамках концепции события, которая рассмотрена в следующем разделе.

Концепция соответствия в узком смысле не нашла широкого применения в биостратиграфии (хотя она нередко применяется в палеонтологии и биостратиграфии). Джекховский [22] и Рейр [27] при решении задач корреляции использовали относительные частоты и минимальное расстояние. Хазель [18, 19] проиллюстрировал это понятие на примерах R-метода. Гукс [15] также использовал концепцию соответствия, но его методы были впоследствии усовершенствованы [10].

Концепция события. Данные, используемые в методах, базирующихся на концепции события, должны поступать из проб, которые можно стратиграфически упорядочить (по стратиграфическим разрезам). В каждом разрезе, в котором встречается данный таксон, отмечаются два стратиграфических события — самое верхнее и самое нижнее появление этого таксона. Отмечается также относительное или абсолютное положение каждого события в разрезе.

В рамках концепции события как вероятностные, так и графические стратегии полностью базируются на стратиграфических событиях; большинство многомерных стратегий, стратегий упорядочивания и изучения зависимостей целиком связано со стратиграфическими событиями.

При *вероятностных* стратегиях каждое событие сравнивается с каждым другим событием для того, чтобы определить их общую «наиболее вероятную» последовательность. Стратегия может быть биномиальной [16, 31, 1], модифицированной биномиальной [14] или триниomialной [12].

При *графических* стратегиях для определения абсолютных или относительных положений событий, в условиях, когда стратиграфические события каждого из изучаемых разрезов сравниваются с событиями других разрезов, используются геометрические особенности конструкции различных графов или фигур [30, 24, 11].

Многомерные стратегии, использующие метод сквозных диапазонов, полностью вписываются в рамки концепции события. Эти стратегии включают Q-метод кластерного анализа [18, 19], метод главных компонент [19], оконтуривающую матрицу сходства [7], метод латерального прослеживания [23] и др. Следует отметить, что для метода сквозных диапазонов все изменения в характеристиках сходства или коэффициентов корреляции обусловлены одним или более самым нижним или самым верхним появлением таксона. Это в свою очередь может привести к высокой корреляции между несогласующимися подразделениями. Такая ситуация неизбежно ведет к взвешиванию таксона (обратному) путем учета разнообразия связанной с ним флоры или фауны. В совершенно ином варианте многомерной стратегии Хон [20] для корреляции событий из различных разрезов использовал метод главных компонент, который хорошо укладывается в рамки концепции события.

Стратегии изучения *зависимостей* можно отделить от многомерных методов. Методы изучения зависимостей включают построение матрицы типа таксон на таксон, которое основано не на сходстве или различии, а на совместном появлении или отсутствии такового в каждой паре таксонов [15] или производится путем введения обозначений, указывающих, что диапазон одного таксона в любой паре предшествует, следует за или

перекрывает диапазон другого таксона [29, 10, 28]. В связи с тем, что эти методы имеют дело с зависимостями между диапазонами таксонов, они полностью вписываются в концепцию события. Однако в практической биостратиграфии проявляется тенденция частично относить эти методы к концепции соответствия в связи с тем, что в них делается особый упор на появление или совместное появление таксонов, а не на события самого нижнего и самого верхнего появления.

Упорядочивание выборки относительно матриц данных о таксонах [3] напоминает методы изучения зависимостей. Метод сквозных диапазонов использует и различает только те пробы, в которых установлено самое нижнее и самое верхнее появление события, и, таким образом, этот метод полностью использует концепцию события. Однако на практике, для того чтобы минимизировать зоны развития диапазонов, стратиграфы пользуются перестановкой строк и столбцов матрицы, делая упор на распространенность, а не на события.

Морфологическая концепция. Применяя методы, которые используют морфологическую концепцию, морфологические изменения изучаемой совокупности таксона внутри его диапазона можно проанализировать с помощью многомерных методов (см., например, [26]). Так как автор не проводил никаких экспериментов с этими методами, то в данной работе они рассматриваться не будут. Следует только отметить, что они представляют потенциальный интерес для биостратиграфической корреляции. Таксоны, определенные статистически, могут сами по себе обеспечивать хорошо обоснованные биостратиграфические выводы [29] или же их можно использовать наряду с другими таксонами при применении любого из упомянутых выше методов.

Экостратиграфическая концепция. В методах, в которых используется экостратиграфическая концепция, для выявления палеоэкологического тренда в стратиграфических разрезах применяются многомерные способы обработки данных [8, 25]. Экостратиграфия в сочетании с традиционной биостратиграфией позволяет делать прогнозные заключения с точностью 100 000 лет [25]. Это иной метод, который автором не использовался.

ПОСТАВЛЕННЫЕ ВОПРОСЫ

Биостратиграфу, желающему применить количественные методы, было бы полезно знать, что определенные методы дают лучшие результаты для отдельных видов данных и что различные биостратиграфические задачи лучше решать одними методами, чем другими. В связи с этим автором составлен

список вопросов, которые, по его мнению, могут возникнуть. У читателя, несомненно, могут возникнуть и другие вопросы.

Все ли данные взяты из стратиграфических разрезов? Если биостратиграф ответит на этот вопрос «нет», то выбор методов будет несколько ограничен. При этом можно воспользоваться многомерными методами, которые связаны с концепциями соответствия и упорядочивания. Если число изолированных проб относительно невелико, то можно воспользоваться методами, которые подразумевают использование концепции события (многомерные стратегии и стратегии зависимостей). Методы, безусловно использующие концепцию события, применять нельзя.

Можно надеяться, что все данные взяты из стратиграфических разрезов, но биостратиграфу все же довольно часто приходится сталкиваться с изолированными пробами. Конечно, если сделано надежное биостратиграфическое обоснование, то изолированные пробы редко представляют проблему. Однако упомянутые выше методы допускают объединение изолированных проб на ранних стадиях исследования. Если у большинства проб отсутствует хороший стратиграфический контроль или они собраны из коротких стратиграфических разрезов, то перед биостратиграфом будут два возможных варианта выбора: отобрать лучшие данные (первый выбор) или попытаться получить как можно больше информации из данных, которые имеются в наличии (это, может быть, лучшее, чего можно достигнуть при заданных практических ограничениях).

Если же биостратиграф отвечает на заданный вопрос «да», то можно использовать любой из разнообразных методов. Если данных достаточно, автор предпочитает использовать вероятностную или графическую стратегию, а не многомерную. (Я предпочитаю использование концепции событий.) На этом вопросе я остановлюсь в соответствующем месте при рассмотрении сравнительных исследований, использующих один и тот же набор данных. Фредериксен [13] использовал многомерный и графический методы на одном и том же наборе данных для того, чтобы они дополнили друг друга.

Все ли данные принадлежат измеримым стратиграфическим разрезам? Под измеримым стратиграфическим разрезом мы будем иметь в виду разрез, в котором положение каждой пробы можно точно определить как относительно, так и абсолютно. Знать, что Проба X взята ниже Пробы Y, недостаточно; требуется знать точно, на сколько ниже в метрах, футах или каких-либо других линейных единицах. В керновом материале точное положение проб обычно легко установить. В обнажении для этого требуются весьма тщательные измерения. Термин «измеримый разрез» в моем понимании требует дополнительного уточнения. Любое дизъюнктивное нарушение должно быть

выявлено и учтено, а также рассмотрены все случаи несогласного залегания. Сводные разрезы, которые были составлены по разрозненным обнажениям, даже для небольшой географической области весьма ненадежны в связи с тем, что мощность в 10 м в одном обнажении может не иметь никакой логической связи с 10 м мощности в соседнем обнажении.

Если на поставленный вопрос биостратиграф ответит «нет», то это значит, что два метода количественной биостратиграфии должны быть немедленно исключены из рассмотрения. Это метод графической корреляции Шоу [30] и метод главных компонент Хона [20], которые требуют данных из измеримых разрезов. Кроме того, некоторые способы вычислений, применяемые в соответствующих биостратиграфических многомерных методах (см. дискуссию в работе Брауэра, Миллендорфа и Димана [23]), требуют также измерений мощности. Если биостратиграф отвечает на этот вопрос «да», то можно использовать любые методы.

Сколько разрезов следует использовать? Хотя биостратиграф и может иногда обосновать зональность на единичном разрезе, большинство задач количественной биостратиграфии требует использования данных по многим разрезам. Рост количества изучаемого биостратиграфического материала может привести к трем возможным последствиям: он может сделать биостратиграфические результаты более совершенными, может также потребовать больших усилий от биостратиграфа и (или) может оказаться причиной общего хаоса. Емкость хранения информации даже у больших ЭВМ может оказаться недостаточной, если биостратиграф попытается использовать слишком большое количество данных (хотя опытный программист может избежать этого).

Некоторые методы по мере увеличения числа разрезов или проб дают лучшие биостратиграфические результаты. Это особенно характерно для вероятностных методов и методов изучения зависимостей, которые используют матрицы типа событие на событие и таксон на таксон соответственно. Размер матриц не увеличивается при увеличении числа проб по мере изучения дополнительного материала; исключение представляет ситуация, когда выявляются новые редкие таксоны. Наоборот, надежность значений, находящихся в каждой ячейке матриц, возрастает по мере увеличения числа сравнений. Если бы не увеличение трудовых затрат, связанных с накоплением дополнительных результатов сравнений, то увеличение числа проб увеличивало бы точность без увеличения размера матрицы, а также объема необходимых вычислений и оборудования для ЭВМ, предназначенного для хранения информации. Ограничивающим фактором для вычислительных операций становится число событий или таксонов.

Для других методов, особенно графических, увеличение числа разрезов приводит к значительному увеличению объема вычислений. Так как графические методы не требуют больших матриц, необходимых для других методов, то требования к хранению данных в памяти ЭВМ не являются ограничивающими факторами. Однако графические методы, особенно используемые Миллером [24] и Эдвардс [11], требуют специальных познаний в области ввода в ЭВМ биостратиграфических данных. Я полагаю, что этот ввод является одним из сильных аргументов в пользу графических методов, тогда как другие исследователи считают его ограничивающим фактором при рассмотрении многих разрезов.

Многомерные методы могут стать практически неуправляемыми, если в рассмотрение вовлекается большое число проб или таксонов. Так, в случае Q-метода, когда используются матрицы типа проба на пробу, массив данных может превысить допустимую емкость памяти даже самых больших ЭВМ. Кроме того, при обработке больших массивов информации допущения о необходимости сокращения размерности задачи при применении многомерных методов могут грубо нарушаться. Так, в условиях многомерного Q-метода ограничивающий фактор — это не число разрезов, а число проб. Однако с увеличением числа разрезов увеличивается и число рассматриваемых проб. Метод Хона [20] требует творческого подхода к хранению данных в памяти ЭВМ; теоретически как число разрезов, так и число событий становятся ограничивающими факторами.

Таблица 1. Зависимость числа разрезов и используемых стратегий (знаком X показана применимость)

Стратегия	Число разрезов		
	0—4	5—10	10
Вероятностная		X	X
Графическая	X	X	X
Многомерная	X	X	?
Зависимостей	X	X	X
Упорядочивания	X	X	

В табл. 1 грубо охарактеризована применимость различных стратегий в зависимости от числа разрезов. Читателю следует отдавать себе отчет в том, что эта таблица лишь приблизительно отражает положение для различных многомерных методов. Так, например, для R-метода ограничивающим фактором будет не число проб, а число изучаемых видов. Первый этап

применения графических методов — это диаграмма, но она требует дальнейших экспериментов и усовершенствования.

Работаю ли я с двумя типами событий (подошва и кровля слоя) или с одним (только подошва или только кровля)? Этот вопрос о виде событий относится только к количественным методам, использующим концепцию события в ее точном или условном понимании.

Тот факт, что подошва и кровля слоя отчетливо различаются, не нужно особенно подчеркивать. Как уже было отмечено [12, 11], смещение вверх или вниз первого и последнего наблюдаемых появлений таксона может быть результатом двух различных видов процессов. Наблюдаемое самое нижнее появление таксона (подошва) может быть смещено вверх по отношению к истинному наиболее раннему его появлению за счет фациального контроля, особенностей сохранности или опробования, ошибок идентификации или запаздывания в географическом распространении данного организма. Смещение вниз наблюдаемой подошвы может быть следствием смешивания, наличия карста или неправильной идентификации. Наблюдаемое самое верхнее появление таксона (кровля) может быть смещено вниз относительно истинного самого позднего его появления за счет эффекта сохранности, неполного или недостаточного опробования, локальной гибели или неправильной диагностики данного таксона. Смещение наблюдаемой кровли вверх может быть следствием неправильной идентификации, переработки или загрязнения. Пока мы не сможем обоснованно показать, что смешивание по направлению вниз или переработка столь же вероятны, как и задержка распространения во времени, плохая сохранность, фациальный контроль или недостаточное опробование, данные, относящиеся к самому верхнему и самому нижнему наблюдаемому появлению таксона, должны трактоваться по-разному. Я попыталась показать эти различия на рис. 1. Заметим, что обе вероятностные кривые отчетливо асимметричны и что вероятность того, что наблюдаемое первое появление таксона окажется ниже оцененного времени или же последнее появление окажется выше времени исчезновения, крайне мала по сравнению с вероятностью того, что наблюдаемое первое появление выше оцененного времени или что наблюдаемое последнее появление таксона ниже времени исчезновения.

Перед биостратиграфом, работающим с двумя типами событий (подошва и кровля), стоит проблема выбора одного из методов — либо метода, учитывающего различия между подошвой и кровлей (графические стратегии и стратегии зависимостей), либо метода, не учитывающего эти различия (вероятностные и многомерные стратегии, а также стратегии упорядочивания). Эдвардс и Бивер [12] воздержались от применения ве-

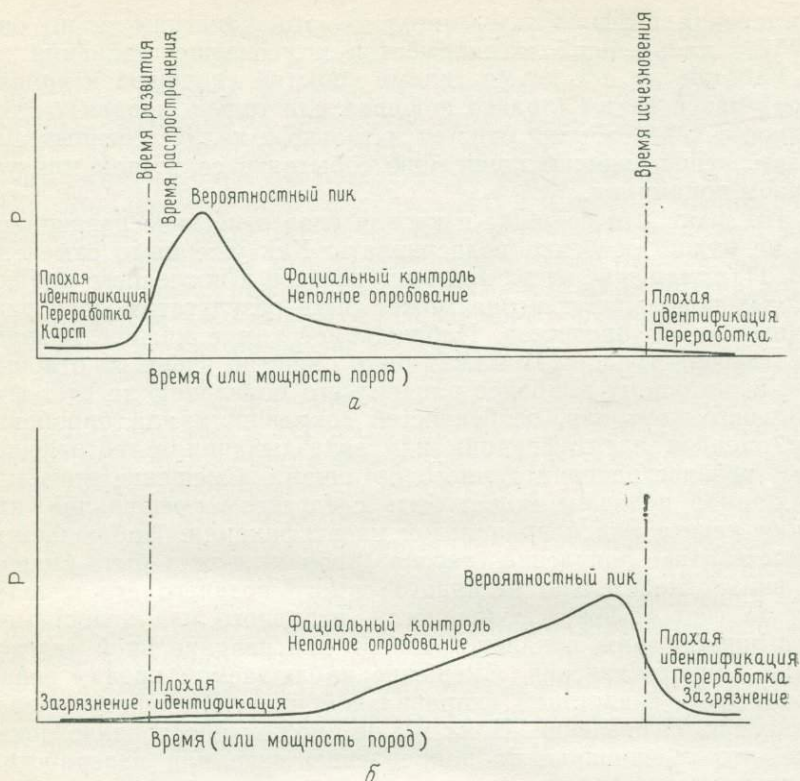


Рис. 1. Одна из попыток наглядного представления вероятности (Р) наблюдения самого нижнего (а) или самого верхнего (б) появления события относительно «истинного» времени развития или исчезновения в пробах из обнажения или скважины. В обоих случаях площадь под кривой равна 1. Эти кривые являются гипотетическими и идеализированными; детали этих кривых для каждого отдельного таксона будут меняться, а общая форма кривых будет зависеть от особенностей изучаемого организма (например, быстрое распространение, фациальный контроль) и от характера материала проб (керна, обнажение, горная выработка).

роятностных методов для обработки данных по первому и последнему появлению событий, изучаемых совместно, в связи с тем, что допущения были не правомочными. При определенных многомерных стратегиях Q-метода подошва и кровля оказывают различное влияние на результаты вычисления коэффициентов сходства, но эти различия не учитываются.

Биостратиграф, использующий только один вид событий (только подошву или только кровлю), может выбирать между вероятностными, графическими или определенными многомер-

ными методами и методами упорядочивания. Все они имеют свои недостатки. Так, вероятностные методы и многомерные методы Хона [20] не учитывают асимметрии распределений, показанной на рис. 1. Графические методы дают лучшие результаты и их легче использовать в тех случаях, когда подошвы и кровли рассматриваются в качестве «вилки» для возможных корреляций. Однако эмпирически все типы методов дают надежные результаты, если применяются к реальным данным. Весьма интересным направлением исследований в данном случае является приспособление вероятностной стратегии для использования различий между самым нижним и самым верхним появлениями таксона. В связи с тем, что стратегии изучения зависимостей учитывают только полные диапазоны, их нельзя использовать для изучения единичных видов событий.

Что я ищу — максимальный или средний (наиболее вероятный) диапазон? Понятия максимального и среднего диапазонов носят отчетливо теоретический характер. Выбор биостратиграфа между этими двумя понятиями в значительной степени зависит от вида имеющихся в наличии данных и от дальнейшего использования полученных результатов.

В методах определения максимального диапазона делается попытка установить самое нижнее первое и самое верхнее последнее появление каждого рассматриваемого таксона. Как показано на рис. 1, основные усилия направлены на определение положений пунктирных линий — времени развития таксона и времени его исчезновения. С помощью графических методов можно строить диаграммы диапазонов этого типа. По своей природе эти методы не являются вероятностными. Следует отметить, что единичное появление таксона ниже его наблюдаемого первого появления отвергает все другие наблюдения, на которых основывалась старая гипотеза. По поводу этого мнения возможны возражения. Во-первых, оно подразумевает, что ни переработки, ни загрязнения, ни неправильной идентификации не существует, или если они и имеют место, то их можно выявить и учесть. При изучении микрофауны, особенно из горных выработок, это допущение может оказаться неправомочным. Во-вторых, оно подразумевает, что биостратиграф хочет выявить максимальный диапазон для данного ископаемого организма, даже если этот максимум наблюдался только в одном случае.

В методах, которые используют средние значения диапазонов, делается попытка выявить наиболее вероятные первое и последнее появления каждого из рассматриваемых таксонов. В соответствии с рис. 1 эта попытка сводится к выявлению пиков на вероятностных кривых. Как вероятностные, так и многомерные методы в итоге приводят к средним диапазонам, причем вероятностные модели требуют допущений о независимо-

сти и пространственной однородности [31, 12]. Пространственная однородность может оказаться правомочным допущением. Если это не так, то зачастую данные можно разделить таким образом, чтобы это допущение стало более правомочным. Утверждение о строгой независимости элементов в каждой ячейке вероятностной матрицы не является обоснованным. Как отмечают Эдвардс и Бивер [12], «несмотря на вычисленные вероятности, последнее появление таксона должно наблюдаться позднее, чем его первое появление!». Градштейн и Агтерберг [14] еще более ограничивают кривые распределения, считая их нормальными с дисперсиями, равными единице. Согласно Хону [20], метод главных компонент требует введения допущений о линейности и нормальности. Кроме того, для получения средних диапазонов различные авторы в виде эксперимента применяли непараметрические статистические методы.

Метод Давауда и Гукса [10], основанный на изучении зависимостей, дает диапазоны, которые не являются ни средними, ни точно максимальными. В соответствии с правилами этого метода таксон, выявленный где-либо внутри единой ассоциации, считается присутствующим в течение всего времени существования этой ассоциации; таким образом диапазоны могут оказаться шире, чем истинный максимальный диапазон. Однако такие случаи нетипичны, и метод дает хорошие результаты при определении максимальных диапазонов.

Методы упорядочивания Брауэра и Бурро [3] также дают диапазоны, которые не являются ни максимальными, ни средними. Диапазоны, получаемые с помощью этого метода, меньше, чем максимальные, но благодаря тому, что метод не является вероятностным, они превышают средние диапазоны.

Выбор вероятностных методов или методов максимального диапазона зависит от конечных целей биостратиграфа. При этом один из подходов заключается в том, что, если обобщенные диапазоны всех изучаемых таксонов известны, то любая неизвестная проба может быть скоррелирована с наименьшим перекрытием, вызванным диапазонами присутствующих таксонов, без каких-либо упоминаний о доверительных интервалах. Степень надежности корреляции будет зависеть от числа таксонов, присутствующих в неизвестной пробе, и от «тесноты» перекрытия их диапазонов. Биостратиграфы, придерживающиеся этого подхода, возможно, выберут метод, дающий максимальные диапазоны. Второй подход основан на том, что если известна возможная последовательность, то с ней можно скоррелировать любую неизвестную последовательность и построить соответствующие доверительные интервалы. Этот подход требует, чтобы неизвестная последовательность была достаточно длинной и содержала по крайней мере одно самое верхнее или самое нижнее появление события.

В первом примере биостратиграф может оказаться правым, но, возможно, не точным (а может и ошибиться вообще, если диапазоны плохо известны). Во втором примере биостратиграф признает возможность появления ошибки и даже дает числовую характеристику этой возможности.

Нет ничего неожиданного в том, что первый подход более популярен среди биостратиграфов, работающих с макрофауной и с материалом из обнажений и керна, тогда как второй подход предпочитают биостратиграфы, имеющие дело с микрофауной, особенно с той, которую получают из горных выработок.

Оправданы ли предположения линейности (нормальности) и независимости, требуемые различными методами? Каждый метод количественной биостратиграфии требует от биостратиграфа введения определенных упрощающих допущений. Я использую эту статью, чтобы обратиться с настоятельной просьбой ко всем, кто публикует работы по количественной биостратиграфии, четко определять вводимые допущения. Читая многие работы по многомерным методам, внимательный читатель может, хотя и не всегда, догадаться о большинстве принятых допущений, затратив на это достаточно времени и усилий. Однако количественная стратиграфия уже прошла стадию, когда это практиковалось только энтузиастами и теоретиками. Многим биостратиграфам нужен простой набор инструкций, описывающих шаг за шагом применяемый метод; если при этом мы пропустим список требуемых допущений, то окажем плохую услугу как другим биостратиграфам, так и самим себе.

С другой стороны, я эмпирически установила, что хотя и могу оказаться не в состоянии обосновать вводимые допущения для конкретного количественного метода, с его помощью можно получить надежные результаты. Для обозначения данной ситуации существует специальный термин «устойчивость». Метод является устойчивым, если базирующиеся на нем выводы остаются в силе, даже если одно или более из требуемых, согласно теории, основополагающих допущений не выполняются. (Однако если допущения не выполнены, то уровни значимости и доверительные интервалы будут менее строгими.) Совершенно необходимы дальнейшие исследования устойчивости различных количественных методов. Исследование Хона [20] является первым шагом в этом направлении.

СЛУЧАИ ИЗУЧЕНИЯ С ПРИМЕНЕНИЕМ МОДЕЛИРОВАНИЯ НАБОРА ДАННЫХ

Третья задача рабочей группы по биостратиграфии представляет собой оценку различных методов количественной биостратиграфии, использующей как реальные, так и модельные

наборы данных. Сравнительные исследования, основанные на реальных наборах данных, рассматривались, в частности, Хазелем [19], Миллендорфом, Брауэром и Диманом [23], Брауэром и Бурро [3], а также Хадсоном и Агтербергом [21]. Если используются реальные данные, то полученные с помощью различных методов результаты можно сравнивать как один с другим, так и с выводами, полученными при использовании стандартных методов. Если же используются модельные данные, результаты можно сравнить один с другим и с «истинной ситуацией», как это определено создателем набора данных. В выводах, вытекающих из применения гипотетического массива данных, должна содержаться оценка близости искусственной ситуации и реальной действительности.

С целью стимулирования сравнительных исследований остановимся на гипотетическом массиве данных. Эти «данные» в различных перестановках обрабатывались непространственными графическими методами [11]. Задачи этих упражнений сводились к следующему: 1) сравнить полученные результаты с помощью непространственных графических (НПГ) методов с известной «истинной ситуацией»; 2) определить устойчивость НПГ-методов в различных условиях; 3) побудить других биостратиграфов к повторению такого эксперимента применительно к другим количественным методам.

Описание «массива данных». Гипотетический массив данных состоит из 20 видов, распределенных в пространстве и времени, как это показано на рис. 2. Из этих 20 видов пять являются идеальными (широкое географическое распределение, быстрое распространение и почти мгновенное исчезновение, рис. 2, а), десять — полуидеальными (ограниченное географическое распределение, более медленное распространение и исчезновение, рис. 2, б и в) и пять — менее чем идеальными (рис. 2, г).

Гипотетический массив данных, охарактеризованный во времени и пространстве, был опробован с помощью восьми «стратиграфических разрезов» (рис. 2, д).

Длина разрезов и расстояния между ними различаются, но они обеспечивают достаточно полное покрытие территории. Читатель должен заметить, что на вертикальных осях рис. 2 представлено время, а не стратиграфическая мощность. Конечно, можно допустить, что время и мощность связаны некоторой зависимостью, но необязательно линейной.

Описание режимов опробования. Для того чтобы сравнить результаты, полученные с помощью НПГ-метода, с «истинной ситуацией» и проверить устойчивость метода, мною было проведено изучение данных, представленных на рис. 2, тремя различными способами с изменением интервала опробования и вероятности повторения видов. В данном эксперименте оптимальная повторяемость означает, что каждый вид повторяет

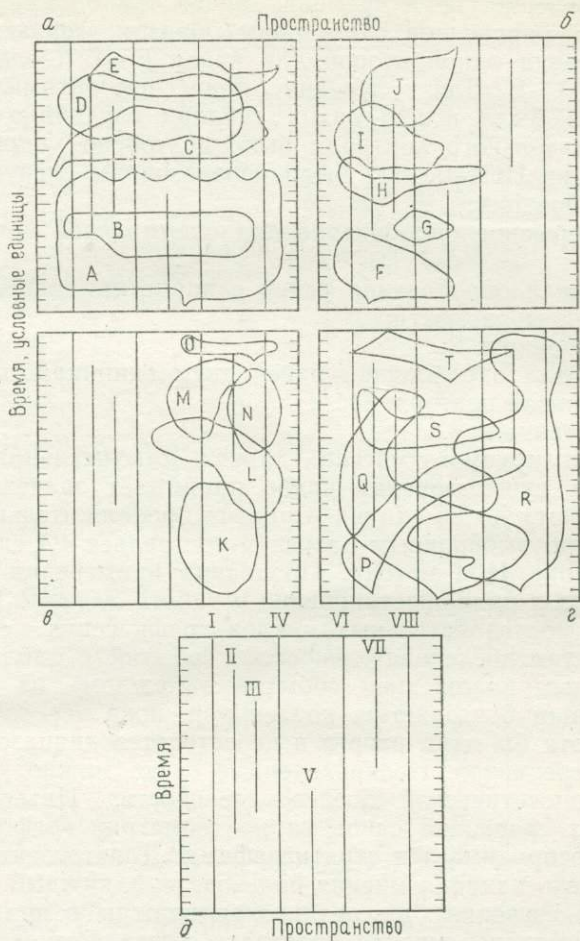


Рис. 2. Диапазоны 20 видов (А—Т) в гипотетическом массиве данных. Вертикальная ось на всех диаграммах отражает время в произвольных единицах. Горизонтальная ось характеризует пространство. Для удобства массив данных был создан так, что все границы видовых диапазонов пересекают опробованные разрезы в точках, соответствующих целым единицам времени и пространства; *а* — диапазоны видов (А—Е), наилучших по поведению во времени и пространстве; *б* — диапазоны видов (F—J), ограниченных во времени и пространстве; *в* — диапазоны видов (K—O), ограниченных во времени и пространстве; *г* — диапазоны видов (P—Т), наихудших по поведению во времени и пространстве; *д* — 8 разрезов, изображенных на рис. 2, *а—г*.

ся в каждой пробе, чему соответствует пересечение его диапазонов в пространстве и времени. Менее чем оптимальная повторяемость определена следующим образом: вероятность повторения равна одной второй для видов F—T и одной трети для видов A—E. Для получения менее чем оптимальной повторяемости была использована таблица случайных чисел и для дополнительного контроля было повторено опробование. Для проверки НПГ-метода были использованы следующие режимы опробования:

- 1) непрерывное опробование при оптимальной повторяемости;
- 2) интервал опробования равен единице при менее чем оптимальной повторяемости;
- 3) повторение п. 2;
- 4) интервал опробования равен двум единицам при менее чем оптимальной повторяемости;
- 5) повторение п. 4.

Для моделируемого массива данных максимальная продолжительность существования видов принимает значения в интервале от двух до 28 единиц. Средняя продолжительность для всех видов по выборочным разрезам составляет 4,4 единицы.

Применение НПГ-метода. Процедура применения НПГ-метода описана и проиллюстрирована в работе Эдвардс [11]. Она состоит из последовательных циклов графических сравнений гипотетических последовательностей событий с наблюдаемым относительным положением событий в каждом из разрезов. Эти сравнения повторяются до тех пор, пока все события не заполнят хотя бы один разрез и не останется диапазона, требующего пересмотра. Неопределенные связи можно указать в конечной гипотетической последовательности. Интерпретация графических сравнений основана на геометрии графов и лучше всего воспринимается стратиграфами. Для того чтобы проверить степень влияния мнения пользователя, каждый выборочный режим изучения был реализован дважды с применением различных «моделей мнения биостратиграфа». Результаты применения НПГ-метода представлены в виде ранговой последовательности биостратиграфических событий. Результаты двух экспериментов, из которых каждый включает пять режимов опробования, приведены в табл. 2. Для каждого вида: верхнее событие — первое появление, нижнее событие — последнее появление — квадратные скобки связывают равноценные или неопределенные события.

Обсуждение результатов. При непрерывном опробовании и оптимальной повторяемости (режим 1) НПГ-метод устойчиво дает хорошие результаты, которые для обоих экспериментов различаются лишь незначительно. В обоих экспериментах не проявился максимальный диапазон вида L, так как он наблю-

Таблица 2. Ранговые последовательности биостратиграфических событий, полученные с помощью НПГ-метода в двух экспериментах, включающих пять режимов опробования

Истинная ситуация*	1	2	3	4	5
t	o	o	o	t	t
o	t	t	t	e	j
r	r	r	r	j	e
[j	[j	[e	[t	[t	[t
e	e	e	e	e	e
m	O	O	O	m	m
O	m	m	m	e	e
d	d	d	d	E	E
n	T	T	T	O	O
T	n	n	E	O	T
[E	E	E	[e	[T	[d
[s	[q	[i	[n	[r	[i
q	e	s	N	r	D
i	s	c	N	n	O
c	e	q	M	N	m
[j	[e	[s	[i	[c	[j
i	s	c	J	n	e
J	J	J	[q	D	s
D	D	D	J	N	q
M	M	M	[h	I	J
[P	[S	[M	[h	[C	[D
h	S	M	[l	S	n
S	p	p	C	h	N
N	C	C	S	h	p
a	C	N	S	h	C
C	a	a	S	p	L
i	L	L	I	p	C
k	I	I	H	C	S
H	I	H	f	S	M
[g	[k	[b	[p	[a	[h
b	b	b	L	H	I
L	g	g	P	k	H
f	G	G	g	b	L
G	f	f	G	B	b
B	B	B	k	B	B
R	R	R	f	f	R
[P	[Q	[R	[Q	[R	[P
K	P	R	F	f	R
[O	[K	[O	[F	[O	[P
F	A	A	A	A	A
[A	[F	[F	[K	[F	[F

дался только в одном разрезе (разрез VIII), который не содержит ни вида В, ни вида К, которые можно было использовать для корреляции. Виды, которые перекрываются во времени, но не в пространстве, в результатах НПГ-метода могут либо не перекрываться (виды O/M, T/N и A/C), либо перекрываться (K/F, O/L), либо перекрываться в одной интерпретации и не перекрываться в другой (виды L/J).

При густом опробовании и менее чем оптимальной повторяемости (режимы 2 и 3) результаты остаются в общем хорошими. Однако в данном случае результаты повторных экспериментов и рандомизированных выборок менее устойчивы. Следует ожидать, что наихудшие виды (виды P—T) и те виды, которые обнаружены только в одном или двух разрезах, будут обладать наибольшей изменчивостью результирующих диапазонов.

При более редком опробовании и менее чем оптимальной повторяемости (режимы 4 и 5) полученные с помощью НПГ-метода результаты нельзя назвать хорошими. В данном случае, как и в предыдущем, виды, являющиеся нарушителями во времени, и виды, присутствующие в небольшом числе разрезов, характеризуются наибольшими изменениями. В этих режимах мнение пользователя играет более важную роль. Хорошие результаты можно получить благодаря умению (или удаче?) правильно выбрать виды, которые будут рассматриваться (режим 5a), но при этом также могут быть получены и плохие результаты (режим 5b).

Различия между последовательностями событий, определенных с помощью НПГ-метода и «истинной последовательностью», могут быть следствием одного из двух факторов. Первый из них — это неполное опробование или неполное выявление (установленный диапазон будет короче, чем «истинный», в связи с тем, что максимальный диапазон никогда не будет установлен). Вторым фактором — это неточная корреляция, за счет чего могут быть получены удлиненные или укороченные диапазоны. В связи с тем, что в этом примере использовался гипотетический массив данных, эти два фактора можно выделить. Чтобы обнаружить неполное выявление, последовательность, полученную непосредственно по реально выявленным значениям в любом режиме опробования (предполагая наличие хорошей корреляции), нужно сравнить с «истинной ситуацией», а чтобы обнаружить плохую корреляцию — с последовательностями, полученными с помощью НПГ-метода.

Весьма удобный метод сравнения последовательностей событий — это ранговый коэффициент корреляции Спирмена. Для любых двух последовательностей событий этот коэффициент R определяется следующей формулой:

$$R = 1 - 6 \sum_{i=1}^n D_i^2 / [n(n^2 - 1)],$$

где n — число событий, D_i — разность между рангами события с номером i в двух последовательностях. В табл. 3 приведены значения коэффициента корреляции Спирмена для каждой из последовательностей, полученных с помощью НПГ-метода, и «истинной последовательности», для каждой последовательности, полученной с помощью НПГ-метода и реально установленных значений в заданном режиме опробования, для дублирующих экспериментов во всех режимах опробования, а также для реально установленных значений и «истинной ситуации» в каждом режиме. В данном примере как неполнота выявления, так и неточность корреляции влияют на расхождения меж-

Таблица 3. Ранговый коэффициент корреляции (R) Спирмена для двух экспериментов в каждом из 5 режимов опробования

	Число событий				
	1 $n=40$	2 $n=40$	3 $n=40$	4 $n=38$	5 $n=36$
R , сравнивающий результирующую последовательность с «истинной»	0,9934	0,9538	0,9665	0,9237	0,9578
R , сравнивающий результирующую последовательность с реально выявленными значениями	0,9930	0,9598	0,9613	0,9266	0,8954
R , сравнивающий результирующую последовательность с реально выявленными значениями	0,9935	0,9686	0,9740	0,9422	0,9886
<i>Между экспериментами в каждом режиме:</i>	0,9929	0,9779	0,9679	0,9733	0,9316
R , сравнивающий результирующие последовательности	0,9959	0,9651	0,9906	0,9369	0,9548
R , сравнивающий реально выявленные значения с истинной последовательностью	0,9982	0,9884	0,9891	0,9612	0,9721

ду последовательностями, причем неточность корреляции влияет несколько больше.

Приведенный выше пример свидетельствует, что НПГ-метод в общем дает хорошие результаты. Если интервал опробования меньше, чем половина средней продолжительности существования вида во времени, то хорошие результаты будут получены только в том случае, если пользователь отличается хорошей проницательностью. Этот пример свидетельствует о том, что данный метод относительно устойчив.

НПГ-метод основан на пространственной связи событий. Он не требует допущения о какой-либо другой связи мощностей пород со временем, кроме прямой. Преобразование времени в мощность пород, как это предлагает Давауд [9], применимо только к таким массивам данных, которые характеризуются небольшими изменениями в получаемых результатах. Я надеюсь, что другие стратиграфы проверят это положение и иные изменения в наборе данных и сравнят с результатами других методов количественной биостратиграфии.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проведенное обсуждение было сосредоточено на некоторых вопросах, возникающих перед биостратиграфом, намеревающимся применить один или несколько количественных методов. Выбор метода или методов во многом зависит от характера используемых данных и от стоящих перед биостратиграфом задач. Для любого метода должны быть точно определены лежащие в его основе допущения, но невыполнение допущений не обязательно должно автоматически приводить к отклонению данного метода. Для изучения устойчивости различных

методов следует проводить по возможности больше экспериментов.

В результате применения непространственного метода графов [11] к гипотетическим данным можно получить точные результаты. Этот метод является устойчивым. Если выявление плохое, а опробование неполное, то неточная корреляция приводит к плохим результатам.

Указав области и направления, требующие дополнительных исследований, я надеюсь побудить биостратиграфов к разработке этих вопросов. В количественной биостратиграфии еще многое предстоит сделать. Я надеюсь также, что биостратиграфы-практики, которые воспользуются количественными методами, соответствующим образом приспособят их для своих целей. Эти методы представляют собой инструмент, который может сделать биостратиграфические исследования более легкими и увлекательными. Они должны дополнить, но ни в коем случае не заменить практические палеонтологические и биостратиграфические исследования.

Благодарности. Я выражаю глубокую признательность Агтербергу, Брауэру, Давауду, Фридериксену, Градштейну, Хазелю, Хону и Хадсону, которые прислали мне свои работы и критические замечания к первоначальным вариантам рукописи этой статьи.

ЛИТЕРАТУРА

1. Blank R. G., 1979. Applications of probabilistic biostratigraphy to chronostratigraphy, *Jour. Geology*, 87, 647—670.
2. Brower J. C., 1981. Quantitative biostratigraphy, 1830—1980, in Merriam D. F., ed., *Computer Applications in the Earth Sciences — an update of the 70's*, Plenum Press, New York, pp. 63—103.
3. Brower J. C., Burroughs W. A., 1982. A simple method for quantitative stratigraphy, эта книга.
4. Brower J. C., Millendorf S. A., 1979. Biostratigraphic correlation within IGCP Project 148, *Computers and Geosciences*, 4, 217—220.
5. Brower J. C., Millendorf S. A., Dyman T. S., 1979. Methods for the quantification of assemblage zones based on multivariate analysis of weighted and unweighted data, *Computers & Geosciences*, 4, 221—227.
6. Cheetham A. H., Deboo P. B., 1963. A numerical index for biostratigraphic zonation in the mid-Tertiary of the Eastern Gulf, *Trans. Gulf Coast Assoc. Geol. Soc.*, 13, 139—147.
7. Christopher R. A., 1978. Quantitative palynologic correlation of three Campanian and Maestrichtian sections (Upper Cretaceous) from the Atlantic Coastal Plain, *Palynology*, 2, 1—28.
8. Cisne J. L., Rabe B. D., 1978. Coenocorrelation: applied gradient analysis of fossil communities and its application in stratigraphy, *Lethaia*, 11, 341—364.
9. Davaud E., 1979. Automatisation des corrélations biochronologiques: un exemple d'application de l'informatique à la résolution d'un problème naturalist complex, *Publication spéciale, Université de Genève*, 30 pp.
10. Davaud E., Guex J., 1978. Traitement analytique manuel et algorithmique

de problemes complexes de corrélations biochronologiques, *Eclogae geol. Helv.*, 71, 581—610.

11. *Edwards L. E.*, 1979. Range charts and no-space graphs, *Computers & Geosciences*, 4, 247—255.
12. *Edwards L. E.*, *Beaver R. J.*, 1978. The use of a paired comparison model in ordering stratigraphic events, *Jour. Math. Geology*, 10, 261—272.
13. *Frederiksen N. O.*, 1980. Paleogene sporomorphs from South Carolina and quantitative correlations with the Gulf Coast, *Palynology*, 4, 125—179.
14. *Gradstein F. M.*, *Agterberg F. P.*, 1982. Models of Cenozoic foraminiferal stratigraphy — northwest Atlantic margin, эта книга.
15. *Guex J.*, 1977. Une nouvelle méthode d'analyse biochronologique, Note préliminaire, *Bull. Soc. Vaud. Sc. Nat.* No. 351, 73, and *Bulletin No. 224 des Laboratoires de Géologie, Mineralogie, Géophysique et du Musée Géologique de l'Université de Lausanne*, 309—321.
16. *Hay W. W.*, 1972. Probabilistic stratigraphy, *Eclogae geol. Helv.*, 65, 255—266.
17. *Hay W. W.*, *Southam J. R.*, 1978. Quantifying biostratigraphic correlation, *Ann. Rev. Earth Planet. Sci.*, 6, 353—375.
18. *Hazel J. E.*, 1970. Binary coefficients and clustering in biostratigraphy, *Geol. Soc. Am. Bull.*, 81, 3237—3252.
19. *Hazel J. E.*, 1977. Use of certain multivariate and other techniques in assemblage zonal biostratigraphy: Example utilizing Cambrian, Cretaceous, and Tertiary benthic invertebrates, in *Kauffman E. G.*, *Hazel J. E.*, eds., *Concepts and Methods of Biostratigraphy*, Dowden, Hutchinson and Ross, Stroudsburg, Pa., pp. 187—212.
20. *Hohn M.*, ed., 1978. Stratigraphic correlation by principal components: effects of missing data, *Jour. Geology*, 86, 524—532.
21. *Hudson C. B.*, *Agterberg F. P.*, 1982. Pair comparison models in biostratigraphy, *Jour. Math. Geology*, 14, 141—159.
22. *Jekhowsky B.*, de, 1963. Le méthode des distances minimales, nouveau procédé quantitatif de corrélation stratigraphique, *Rev. inst. Français Pétrole*, 18, 629—653.
23. *Millendorf S. A.*, *Brower J. C.*, *Dyman T. S.*, 1979. A comparison of methods for the quantification of assemblage zones, *Computers & Geosciences*, 4, 229—242.
24. *Miller F. X.*, 1977. The graphic correlation method in biostratigraphy, in *Kauffman E. G.* and *Hazel J. E.*, eds., *Concepts and Methods of Biostratigraphy*, Dowden, Hutchinson and Ross, Stroudsburg, Pa., pp. 165—186.
25. *Rabe B. D.*, *Cisne J. L.*, 1980. Chronostratigraphic accuracy of Ordovician ecostratigraphic correlation, *Lethaia*, 13, 109—118.
26. *Reyment R. A.*, 1979. Biostratigraphical logging methods, *Computers & Geosciences*, 4, 261—268.
27. *Reyre Y.*, 1973. Palynologie du Mesozoïque saharien: Traitement des données par l'informatique et applications à la stratigraphie et à la sédimentologie, *Paris Muséum National d'Histoire naturelle Mémoires, sér. C, Sciencede la terre*, 27, 284 pp.
28. *Rubel M.*, 1979. Principles of construction and use of biostratigraphical scales for correlation, *Computer & Geosciences*, 4, 243—246.
29. *Scott G. H.*, 1974. Essay review: stratigraphy and seriation, *Newsletters on Stratigraphy*, 3, 93—100.
30. *Shaw A. B.*, 1964. *Time in Stratigraphy*, McGraw-Hill, New York, 365 pp.
31. *Southam J. R.*, *Hay W. W.*, *Worsley T. R.*, 1975. Quantitative formulation of reliability in stratigraphic correlation, *Science*, 188, 357—359.

ПРОСТОЙ МЕТОД КОЛИЧЕСТВЕННОЙ БИОСТРАТИГРАФИИ

Джеймс К. Брауэр, Вильям А. Бурро

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Большинство биостратиграфов, которые не используют количественные методы, упорно сопротивляются внедрению последних. Это, возможно, обусловлено двумя причинами. Во-первых, многие количественные методы достаточно сложны и подавляющее большинство биостратиграфов не имеют соответствующей подготовки. Во-вторых, количественные методы базируются на методологии, которая в основном чужда биостратиграфии.

В связи с этим мы сосредоточили внимание на простых методах количественной стратиграфии, которые имеют общие черты с другими биостратиграфическими методами. В этой статье рассматривается один простой метод археологического упорядочивания матрицы данных, элементами которой являются сведения о наличии или отсутствии m видов в n пробах, взятых из p стратиграфических разрезов. Основная задача заключается в представлении данных в виде диаграммы диапазонов, в которой столбцам будут соответствовать виды, а строкам — пробы. Это достигается с помощью помещения на диагонали матрицы таксонов с минимальными зональными диапазонами. В свою очередь эта матрица позволяет построить диаграмму диапазонов и выделить группы сходных проб в соседних строках матрицы. При этом возможны два вида решения. В случае нестрогого решения данными суперпозиционных проб внутри разрезов пренебрегают, и пробы свободно группируются в любом порядке. Характерно, что группирование видов и проб сходно с группированием, которое получается с помощью многомерного анализа зон фаунистических комплексов. Строгое решение учитывает информацию о стратиграфическом положении проб внутри отдельных разрезов, так что пробы остаются в стратиграфическом порядке внутри конечной упорядоченной матрицы. В результате этого обычно получается «лучшая» диаграмма диапазонов, используемая для стратиграфической корреляции.

ВВЕДЕНИЕ

Подавляющее большинство биостратиграфов упорно и успешно сопротивляются применению количественных методов. Обычно потенциальные потребители этих методов отвергают количественную биостратиграфию как нечто неприятное, несмотря на то что количественные методы дают изящные результаты даже при больших и сложных массивах данных. Мы считаем, что эта ситуация является результатом действия двух факторов. Во-первых, многие количественные методы достаточно сложны, тогда как подавляющее большинство биостратиграфов не обладают подготовкой в статистике или вообще в математике. Во-вторых, большинство алгоритмов, используемых в применяемых методах, таких, как биномиальное распределение, кластерный

James C. Brower, William A. Burroughs. Heroy Geology Laboratory, Syracuse University, Syracuse, New York 13210, U.S.A.

анализ, многомерное шкалирование, чужды биостратиграфической практике. Детальные обзоры применения количественных методов в биостратиграфии читатель найдет в работах Брауэра [1], Брауэра и Миллендорфа [2], Хейя и Соутамы [14], Хазеля [17] и Миллера [27].

В связи с этим за последние несколько лет наши усилия были сосредоточены на простых методах количественной биостратиграфии. Некоторые из этих методов фактически исключают из рассмотрения числа. Мы надеемся, что эти простые алгоритмы будут приняты и использованы в биостратиграфической практике шире, чем тщательно составленные схемы. Кроме того, в предлагаемых простых методах свойства были так объединены, чтобы они были по возможности просты для частого практического использования биостратиграфами.

Задача этой статьи заключается в описании одного метода, являющегося археологическим упорядочиванием матрицы исходных данных.

ПРЕДШЕСТВУЮЩИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

В течение многих лет археологи сталкивались с задачей, которая весьма близка к задаче биостратиграфов. Многочисленные пробы, содержащие различные объекты, требуется расположить в виде одномерной последовательности, которая представляет время или «эволюционирующие» ряды. Примеры таких исследований весьма многочисленны и включают такие привлекательные объекты изучения, как предметы искусства в погребениях, броши железного века, структура предложений и частота слов в древних рукописях, а также характеристики человеческих черепов. Математические решения задачи расположения в ряд в археологии возвращают нас к работам Петри [29], а соответствующие обзоры можно найти в работах Коугилла [5], Дорана и Ходзона [7], Гелфанда [10], Ходзона, Кендалла и Тауту [18], Джонсона [20], Кендалла [22], Марквардта [25] и Уилкинсона [36].

Были упорядочены два типа матриц. В первом случае мы имели дело с матрицей коэффициентов сходства или расстояний между объектами или пробами, на основе которой был получен желаемый вариант упорядочивания. В действительности в этом процессе коэффициенты сходства или расстояния играют ту же роль, что и понятие «средний мужчина». В случае «идеальных» данных упорядочивание определенных типов матриц, состоящих из характеристик сходства или расстояний, эквивалентно упорядочиванию исходных данных (например, [22]). К сожалению, данные редко бывают идеальными. Более того, использование коэффициентов сходства или расстояний ставит перед нами многочисленные вопросы, например такие: какой вид коэффициента

приемлем? Какова метрическая природа данных? Обычно упорядочивание исследуется именно в такой форме.

При упорядочивании второго типа проводят нужные манипуляции непосредственно с матрицей исходных данных, которая, как правило, содержит n строк и m столбцов. Хотя работа с прямоугольным блоком данных может привести к некоторым вычислительным неудобствам, устранение «среднего мужчины» в форме коэффициентов сходства и расстояний является определенным преимуществом. Несмотря на прямой подход, этот тип упорядочивания применяется нечасто. Рассмотренный в этой статье метод и предназначен для решения задачи упорядочивания матрицы исходных данных.

Довольно странно, что лишь немногие методы упорядочивания обращали на себя внимание биостратиграфов и других геологов. Сходство между предметами искусства в погребениях и остатками ископаемых организмов в породах очевидно. Скотт [30] первый предположил, что археологическое упорядочивание обоих типов могло бы быть весьма полезным в применении к биостратиграфическим данным. Он также считал, что только применение ключевых таксонов может обеспечить получение содержательных результатов (ключевой таксон характеризуется инвариантной связью с другими ключевыми таксонами во всех изученных стратиграфических разрезах). Хотя вопрос о данных рассматривался в контексте многих работ, Смит и Фьютрелл [32] приспособили неколичественный подход к упорядочиванию матрицы исходных данных ископаемой микрофауны. Доветон, Гилл и Типпер [8], Типпер [34, 35] и Доветон (неопубликованная рукопись) провели упорядочивание экономических данных так же, как это было сделано в палеоэкологическом примере с конодонтами из Пенсильвании.

АЛГОРИТМ УПОРЯДОЧИВАНИЯ

Введение. Матрица исходных данных состоит из сведений о присутствии или отсутствии m видов или других таксонов в n пробах, взятых из p стратиграфических разрезов. Таким образом, под изучаемыми организмами следует понимать виды или таксоны; в большинстве работ, обсуждаемых далее, рассматривались виды. Следует отметить, что по сравнению с археологом биостратиграф обладает существенным преимуществом, заключающимся в том, что в отдельных стратиграфических разрезах последовательность таксонов известна; археолог же лишь в редких случаях располагает аналогичной информацией. Присутствие можно обозначить 1,0, а отсутствие 0,0 или же использовать для этого черный и белый цвета.

Анализируемые виды включают и ключевые таксоны в понимании Скотта [30], а также виды, которые ключевыми таксо-

нами не являются. При общем биостратиграфическом исследовании использование только ключевых таксонов привело бы к устранению из массива данных большей части видов. Однако можно так применить метод сквозных диапазонов для записи данных, что каждый таксон будет отмечен как присутствующий в соответствующей ему локальной зоне каждого стратиграфического разреза. Это позволит устранить некоторые проблемы опробования и минимизирует смещение, возникающее за счет действия таких факторов, как фациальные характеристики, которые обуславливают отсутствие отдельных видов. В подобных исследованиях наибольший интерес представляет не причудливость распространения изучаемого таксона, а продолжительность его существования во времени, и, следовательно, данные такого типа используются в большинстве биостратиграфических исследований [17, 3, 1].

Биостратиграфы нередко пропускают виды, которые распространены только в нескольких из изучаемых стратиграфических разрезов, и исключают из рассмотрения таксоны, которые определены менее чем в половине разрезов, так как такие виды несут информацию о корреляции лишь для относительно небольшого числа проб. Для метода упорядочивания это не обязательно. Однако исключение из рассмотрения таксонов, которые распространены в небольшом числе проб и разрезов, а также проб, которые содержат мало видов, улучшает качество упорядочивания и делает его быстрее, так как из массива данных устраняется неопределенная и двусмысленная информация.

Одна из основных задач заключается в том, чтобы расположить данные в форме диаграммы диапазонов, на которой виды или таксоны соответствуют столбцам, а пробы — строкам. Однако в случае сосредоточения данных о присутствии вдоль диагонали матрицы для минимизации зональных диапазонов можно сходные пробы сгруппировать, приспособив соответствующим образом строки матрицы. Археологи такую группировку называют принципом концентрации (например, [5, 20, 22, 25]). В случае идеальных данных окончательная упорядоченная матрица должна содержать монолитный блок, состоящий только из обозначений присутствия вдоль диагонали, а недиагональные элементы матрицы должны быть представлены значками отсутствия. Согласованность между наблюдаемой матрицей и матрицей, которая полностью упорядочена, можно непосредственно или косвенно измерить с помощью методов, которые будут рассмотрены позднее.

Для обобщения этих диаграмм можно определить два типа решений. В случае нестрогого решения данные о взаимном расположении проб внутри данного стратиграфического разреза игнорируются, и пробы свободно группируются в любом порядке. Характерно, что группировки таксонов и проб, полученные

этим способом, сходны с группировками, являющимися результатом многомерного анализа зональных фаунистических комплексов. Однако эти группировки зачастую стратиграфически не систематизированы и не упорядочены. Альтернативное строгое решение использует информацию о стратиграфическом положении проб в отдельных разрезах, так что пробы остаются в стратиграфическом порядке и в конечной упорядоченной матрице. Строгое решение обычно дает более приемлемые для биостратиграфической корреляции диаграммы диапазонов. Однако оба решения сохраняют целостность матрицы исходных данных, и, хотя данные перераспределяются, пробы содержат те же самые комплексы таксонов, а виды появляются в тех же самых разрезах и пробах.

Нестрогое решение. Уилкинсон [36] предложил простой метод анализа матрицы исходных данных, состоящей из знаков присутствия и отсутствия, который мы приспособили для нестрогого решения. В соответствии с эвристической схемой производится попеременное упорядочивание строк и столбцов матрицы на основании среднего положения знаков присутствия. В составленной нами программе для ЭВМ [4] положения элементов матрицы нумеруются сверху вниз в столбцах и слева направо в строках; однако при желании можно ввести и другие условия корреляции. Вычисления производятся в виде серий итераций, каждая из которых включает следующие четыре шага:

- 1) подсчет среднего положения знаков присутствия в строках;
- 2) упорядочивание строк в соответствии с этими средними;
- 3) подсчет среднего положения знаков присутствия в столбцах;
- 4) упорядочивание столбцов в соответствии с этими средними.

Итерации продолжаются до тех пор, пока положения строк и столбцов перестанут меняться.

Нестрогое решение пренебрегает всей информацией, касающейся стратиграфического положения проб и таксонов в разрезах. Анализ результатов многочисленных исследований показывает, что группировка проб приводит к их разделению на сходные или идентичные по фаунистическому составу. Кроме того, виды в соседних столбцах характеризуются сходными схемами распространения в пробах. Следовательно, очень важно подчеркнуть, что совсем не обязательно группировать таксоны и пробы в стратиграфическом порядке. Группирование таксонов и проб сходно с группированием, получаемым в результате применения многомерного анализа зон фаунистических комплексов, при котором кластеры видов и проб нередко расположены не в стратиграфическом порядке; в данном случае для того, чтобы определить стратиграфическое значение различных групп, клас-

теров или ординат, нужно внимательно изучить исходные данные [17, 3, 26]. Кроме того, важно, что этот тип упорядочивания представляет собой простой процесс усреднения. Следовательно, полученная в результате зональность видов и проб будет усредненной, а не сохраненной зональностью. В то время как сохраненная зональность дает стратиграфически самую высокую оценку положения кровли зонального диапазона и стратиграфически самую низкую оценку положения его подошвы, средняя зональность определяет место каждого стратиграфического события (подошвы или кровли зонального диапазона) в виде приблизительного среднего положения. Однако оба типа зональности обладают своими преимуществами (более детально этот вопрос рассмотрен Брауэром и Миллендорфом [2] и Брауэром [1]).

Строгое решение. Для того чтобы сохранить стратиграфический порядок проб, в процедуру анализа вводятся данные о стратиграфическом положении проб в отдельных разрезах. Это требование не выполняется при нестрогом решении, при котором две пробы в одном разрезе можно упорядочить без учета их стратиграфического расположения.

Вводимая в ЭВМ матрица данных, в которой строкам соответствуют пробы, а столбцам — виды или таксоны, считывается в порядке стратиграфических разрезов, перенумерованных от 1 до p . Внутри каждого стратиграфического разреза пробы нумеруются сверху вниз, начиная с 1. Таким образом, каждая проба идентифицирована с помощью двух чисел, одно из которых представляет номер стратиграфического разреза, а второе — номер пробы в этом разрезе. Кроме того, каждой пробе дается номер от 1 до n в общей последовательности всех проб (см. примеры).

Программа для ЭВМ, реализующая это решение, представляет собой последовательность итераций, каждая из которых состоит из следующих 5 шагов:

1. Вычисляется среднее положение знаков присутствия по строкам (пробам).

2. Строки располагаются в соответствии со средними значениями.

3. Строки этой матрицы внимательно изучаются для того, чтобы определить, расположены ли пробы в стратиграфическом порядке внутри отдельных разрезов. Если в этих разрезах строки расположены в правильной последовательности, то можно перейти к следующему шагу алгоритма. Если же пробы нарушают стратиграфический порядок внутри отдельного разреза, то их следует перераспределить так, чтобы для этого разреза было обеспечено правильное стратиграфическое расположение.

4. Для каждого столбца (таксона или вида) определяется среднее положение знака присутствия.

5. Столбцы упорядочиваются в соответствии со средними.

Проверочный критерий. Для того чтобы измерить степень концентрации знаков присутствия около диагонали упорядоченной матрицы, в обоих обсуждаемых решениях используется весьма простой показатель. Основным критерий, применяемый археологами, заключается в том, что оптимальное расположение матрицы исходных данных, представленных знаками присутствия и отсутствия изучаемых характеристик (в случае биостратиграфического набора данных — таксонов), достигается тогда, когда диапазоны присутствия обладают минимальным пересечением в пробах. Кендалл считает, что оптимальная конфигурация получается тогда, когда

$$\sum R_j = \text{минимум} \quad [21]$$

или

$$\sum N_j \log R_j = \text{минимум} \quad [22],$$

где N_j — общее число проявлений характеристики или таксона с номером j , а R_j — диапазон в строках или пробах, в которых присутствует характеристика или таксон с номером j . Принятый здесь коэффициент основан на этих же принципах, и наш показатель равен 1 минус отношение числа знаков отсутствия во всех столбцах к сумме диапазонов присутствия по всем столбцам (отсутствие или пробел — это любое проявление отсутствия между самым верхним и самым нижним присутствием в конкретном столбце). Алгебраическое выражение показателя следующее:

$$1 - \left(\frac{\sum_{j=1}^m A_j}{\sum_{j=1}^m R_j} \right),$$

где A_j — число знаков отсутствия в столбце j , а R_j — обобщенный диапазон присутствия в этом столбце. Максимальное значение этого показателя для совершенного упорядочивания, при котором все знаки присутствия будут сосредоточены вдоль диагонали матрицы, а включенных знаков отсутствия нет, равно 1,0. Очевидно, что более низкие значения показателя свидетельствуют о более частом появлении включенных знаков отсутствия и о менее совершенном упорядочивании. Как в случае строгого, так и нестрогого решения этот показатель служит индикатором достижения устойчивого решения. Если показатель достигает максимума или начинает колебаться около некоторого высокого значения, то из этого следует, что стабильный уровень концентрации знаков присутствия около диагонали достигнут. Процедура упорядочивания заканчивается на том варианте, которому соответствует самое высокое значение показателя. Значения прове-

рочного показателя, полученные в наших исследованиях, изменяются от 0,506 до 0,866 для обоих типов решений.

Число итераций. Итерации продолжаются до тех пор, пока не стабилизируется положение строк и столбцов и знаки присутствия не сконцентрируются вдоль диагонали матрицы. Число итераций при этом зависит от размера матрицы исходных данных, а также от сложности информации, представляемой этими данными. Как строгий, так и нестрогий методы упорядочивания на ЭВМ реализуются быстро. Первоначальные итерации быстро сокращают число включенных знаков отсутствия, тогда как последующие итерации приводят только к небольшим изменениям в обрабатываемых данных. Число элементов (число строк, умноженное на число столбцов) в изучаемых матрицах обычно колеблется в интервале от 40 до 4000, и соответствующие им решения требуют от 4 до 42 итераций.

Нестрогое решение всегда приводит к «наилучшему» упорядочиванию и концентрации, обеспеченной расположением средних значений в строках и столбцах, а следовательно, последующие перераспределения не требуются. Итерация, на которой достигнуто самое большое значение критерия, требует прекращения вычисления и является конечной итерацией нестрогого решения.

С другой стороны, строгое решение не приводит к абсолютному завершению вычислений, но может дать результаты, колеблющиеся около некоторого уровня концентрации. Эта задача не возникает при работе с «идеальными данными», для которых можно получить законченное строгое решение. К сожалению, типичные массивы биостратиграфических данных обычно далеки от «идеальных». Как и следовало ожидать, большинство мешающих видов и проб бывает плохо определено стратиграфически и содержит небольшое число таксонов. Кроме того, такие пробы отличаются от всех остальных проб, а содержащиеся в них виды являются редкими и/или характеризуются неустойчивыми схемами распределения. В этой ситуации процедура строгого решения начинается с расположения строк и столбцов в соответствии с их средними, а затем следует перераспределить пробы, согласуясь с их положением в отдельных разрезах. Следовательно, перераспределение строк и столбцов может происходить даже тогда, когда выявлена устойчивая или близкая к ней конфигурация. Если же изучаемая ситуация осложнена наличием плохо определенных проб или таксонов с сомнительными диапазонами, то обычным результатом будут колебания серий итераций с различными значениями критерия и конфигурациями строк и столбцов. Однако большинство итераций дают сходные результаты, и все колебания обычно происходят около наилучшей или наиболее устойчивой конфигурации. В случае строгого решения в имеющихся у нас программах для ЭВМ

предусмотрен анализ колебаний и отбор стабильной итерации, обладающей наибольшим значением критерия и наиболее подходящей концентрацией знаков присутствия вдоль диагонали.

Сравнение результатов нестрогого и строгого решений. Весьма показательно провести сравнение результатов строгого и нестрогого решений, полученных на одном и том же массиве данных. Изучение конечных значений критерия и вариантов расположения средних по строкам и столбцам дает наглядное представление о «цене» стратиграфической строгости. Нестрогое решение группирует пробы со сходным фаунистическим составом и таксоны с близкими схемами распространения до тех пор, пока не будет получен оптимальный вариант расположения средних значений по строкам и столбцам. Довольно часто это решение дает более высокую степень концентрации знаков присутствия вдоль диагонали, чем строгое решение.

Нестрогое упорядочивание пренебрегает «основной истиной» стратиграфии, присущей биостратиграфическим данным, а именно относительным положением таксонов и проб в стратиграфическом разрезе. Как уже отмечалось выше, особенности распределения таксона (например, обусловленные фациальным контролем, несохранностью или плохой идентификацией) могут влиять на видимый порядок событий при нестрогом решении, нарушая реальный порядок появления проб или таксонов в данном разрезе, несмотря на то что максимальная степень концентрации знаков присутствия вдоль диагонали будет достигнута. Строгое решение сохраняет «основную истину» стратиграфии, но нередко снижает концентрацию знаков присутствия около диагонали. Один из недостатков нестрогого решения заключается в утрате связей между группами проб и таксонов, которые могут встретиться в перекрывающихся фациальных зонах. В связи с тем, что при нестрогом решении стратиграфическая информация не учитывается, полученные группы проб и таксонов не обязательно будут находиться в стратиграфической последовательности и общие результаты будут похожи на результаты кластерного анализа. Для того чтобы выявить стратиграфическое распределение кластеров, нужно изучить исходные данные.

Следует особо подчеркнуть, что нестрогое решение весьма чувствительно к исходному расположению элементов поступающей на ввод в ЭВМ матрицы данных, так как смежные строки или столбцы с равными или связанными средними остаются в исходном порядке. Это в значительной степени относится и к строгому решению, но в этом случае эффект будет заметно слабее, так как стратиграфическая строгость приводит к меньшему числу связанных средних в соседних строках и столбцах. Следовательно, в результате применения стратиграфически строгого решения получают диаграммы диапазонов, которые лучше коррелируются.

ПРИМЕРЫ ИЗУЧЕНИЯ УПОРЯДОЧЕННОСТИ

Эти примеры приведены, чтобы показать, как работают описанные выше два типа упорядочивания, и сравнить результаты, полученные различными методами. Для иллюстрации вычислительной процедуры сначала приведены два простых гипотетических примера. Затем проведено сравнение результатов, полученных с помощью строгого и нестрогого решений и кластерного анализа. Четвертый пример иллюстрирует решение более сложной задачи, связанной с кембрийской ископаемой фауной. Этот пример подчеркивает сравнительную выполнимость упорядочивания и других алгоритмов. В заключение будут кратко перечислены другие многочисленные примеры.

Примеры 1 и 2. Эти примеры являются гипотетическими и содержат данные по пяти видам, распределенным в девяти пробах трех стратиграфических разрезов. Виды перенумерованы в столбцах матрицы данных от 1 до 5. Строки соответствуют пробам, нумерация которых проведена следующим образом. Первая цифра обозначает номер разреза, а следующая цифра представляет собой номер точки взятия пробы внутри каждого стратиграфического разреза; нумерация возрастает в каждом разрезе от стратиграфически наиболее высокого положения к наиболее низкому. Как уже отмечалось ранее, данные изображены черным и белым цветом: черный цвет означает присутствие, а белый — отсутствие. Эти условия нумерации и изображения данных были выполнены для всех матриц, представленных в этой статье.

Гипотетические данные были получены с диаграммы диапазонов, построенной для пяти таксонов. Каждый вид был определен как присутствующий во всех пробах, принадлежащих соответствующему зональному диапазону, установленному по небольшой априорно скоррелированной диаграмме. Для того чтобы получить матрицу гипотетических данных, были устранены некоторые случаи присутствия. Это было сделано для того, чтобы совершенно строгое упорядочивание было невозможно. Полученные данные приведены на рис. 1, а, который содержит 18 пробелов, соответствующих отсутствию.

Оба типа упорядочивания быстро сходятся. При этом для нестрогого решения потребовалось только три итерации, а для строгого — четыре. В случае строгого решения после первой итерации наблюдается семь пробелов, а значение проверочного критерия равно 0,731. На рис. 1, б видно, что приблизительный стратиграфический порядок достигнут. В результате конечной, четвертой итерации (рис. 1, в) число пробелов сократилось до пяти, а значение проверочного критерия возросло до 0,792. Как было отмечено выше, пробелы, означающие отсутствие, были созданы умышленно путем вычеркивания из имеющихся данных случаев присутствия.

При нестрогом решении три таких пробела были выявлены в результате первой итерации при 18 пробелах в исходных данных (рис. 1, *а*). Вторая и третья итерации привели к упорядочиванию, идентичному совершенному, в котором отсутствуют пробелы и значение критерия равно 1,0 (рис. 1, *д*). Из сравнения рис. 1, *в* и *д* видно различие между двумя решениями. При нестрогом решении как виды, так и пробы стратиграфически не упорядочены. Однако смежные строки и столбцы характеризуются сходными схемами расположения знаков присутствия и от-

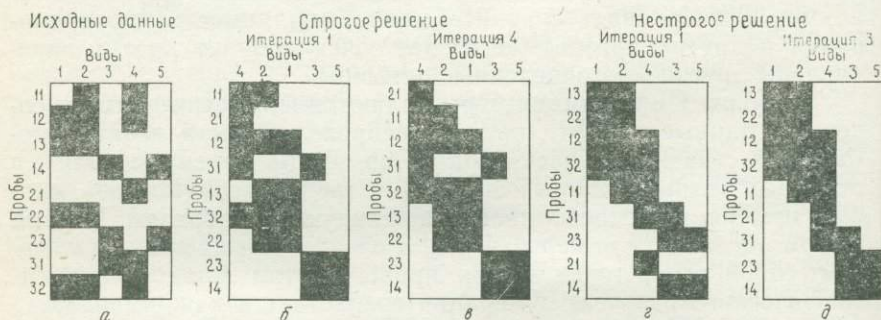


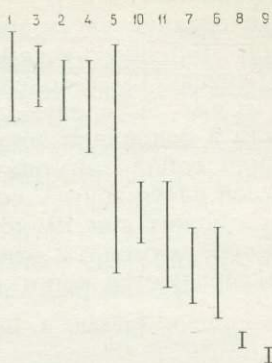
Рис. 1. Результаты, полученные по гипотетическому массиву данных. *а* — исходные данные; *б* — первая итерация строгого решения; *в* — конечная итерация строгого решения; *г* — первая итерация нестроого решения; *д* — конечная итерация нестроого решения.

сутствия таксонов и проб. Следует отметить, что хотя нестрогое решение и приводит к нарушениям в имеющейся информации о стратиграфическом распределении проб и таксонов, оно тем не менее дает значение проверочного критерия, равное 1,0, соответствующее случаю совершенного упорядочивания, тогда как строгое решение дает более низкое значение критерия, равное 0,792. В этом случае «цена» стратиграфической строгости составляет пять пробелов.

Пример 3. В этом небольшом примере рассматриваются 11 видов аммонитов нижнего триаса из Соляного хребта в Пакистане (по данным Гукса [13] и Кюммеля [23]). Из четырех стратиграфических разрезов, расположенных приблизительно на участке в 180 км, была отобрана 31 проба. При этом изучались только те виды, которые были обнаружены в двух или более разрезах. На рис. 2, *а* приведена диаграмма корреляции во времени, построенная Гуксом [13] и Кюммелем [23] с помощью классических биостратиграфических методов. Основные задачи этого исследования заключались в сравнении результатов двух рассмотренных методов упорядочивания с диаграммой корреляции во времени, а также с результатами кластерного анализа,

Зона	Разрез			
	Ланда	Нармия	Залуч	Наммал
VII	11	21		41
	12	22		42
	13	23		
	14			
VI		24		43
V	15		31	44
			32	45
	16		33	46
				47
				48
				49
				410
	411			
	412			
	413			
IV				
III				414
II	17 18	25		415

а



б

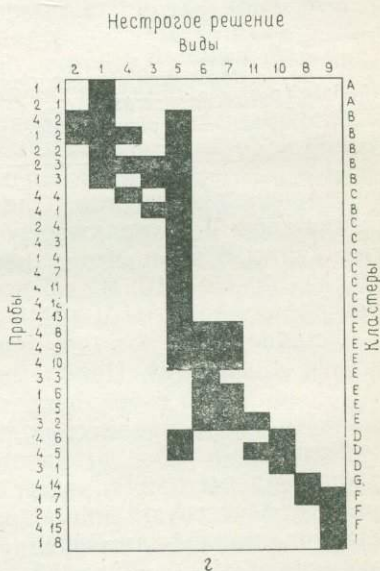
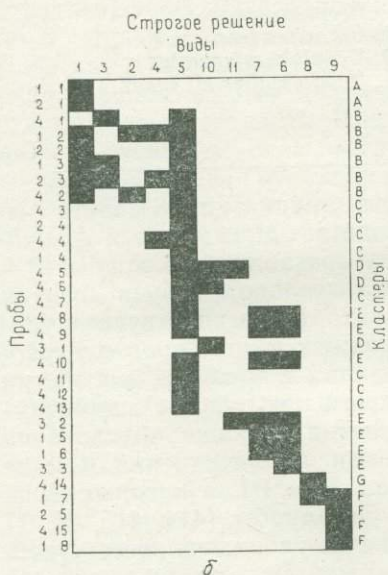


Рис. 2. Данные по триасовым аммонитам. а — корреляционная карта Кюм-меля [23] и Гукса [13]; б — строгое решение; в — диаграмма диапазонов таксонов (список видов приведен в табл. 1); г — нестрогое решение.

полученными по этим же данным. Нумерация видов приведена в табл. 1, а обозначения проб, приведенных на рис. 2, а, те же, что и в предыдущих примерах.

На рис. 2, б изображено стратиграфически строгое упорядочивание. Значение проверочного критерия в данном случае равно 0,644, а полученная фигура является промежуточной для изуча-

емого набора данных. Пробы упорядочены от наиболее молодых в верхней части матрицы до наиболее древних в ее основании. Верхние восемь проб (11—42) принадлежат зоне VII Гукса [13] и содержат или все виды с 1 по 5, или некоторые из них. Из следующих четырех проб три (43, 24, 14) в зоне IV или в основании зоны VII содержат только вид 5, представляющий собой аммонит с большим временным диапазоном. Верхней части зоны V соответствуют пробы 44—47 и 31; последняя содержит вид 19, который не участвовал в упорядочивании. Типичные аммониты этих проб — это виды 4, 10 и 11, которые характеризуются короткими диапазонами, тогда как вид 5 рас-

Таблица 1. Виды аммонитов, рассматриваемые в примере 3

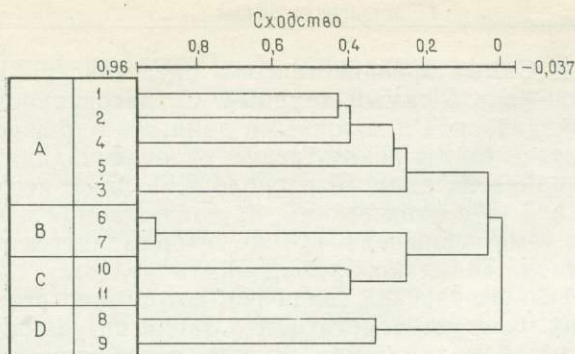
1. <i>Tozericeras pakistanum</i>	7. <i>Meekoceras</i> sp. A.
2. <i>Prohungerites submiddlemissi</i>	8. <i>Proptychites</i> sp.
3. <i>P. landuensis</i>	9. <i>Gyronites frequens</i>
4. <i>Nordophiceras</i> cf. <i>planorbis</i>	10. <i>Wasatchites spinatus</i>
5. <i>Pseudosageceras</i>	11. <i>Hemiprionites</i> aff. <i>typus</i>
6. <i>Anasibrites pleuriformis</i>	

пространен повсеместно. Следующая группа проб взята из центра зоны V и характеризуется родами *Meekoceras* и *Anasibrites* (виды 6 и 7). Этому интервалу соответствуют пробы 48—410, 32, 33, 15 и 16. Вид 5 встречается только в самых древних трех пробах из зоны V (411—413), которые не участвуют в упорядочивании, так как они присоединены к группе проб с *Meekoceras* и *Anasibrites*. Проблема, связанная с пробами, имеющими несколько видов с большим диапазоном или видов с ошибочными схемами распределения, возникает часто; она обусловлена особенностями метода, базирующегося на усреднении. Самые древние пробы принадлежат к зонам II и III, в которых неизменно присутствуют виды 8 или 9. Эти пробы (414, 415, 25, 17 и 18) правильно классифицируются при упорядочивании. Вообще, между корреляционной диаграммой и стратиграфически строгим упорядочиванием отмечается высокая степень согласованности.

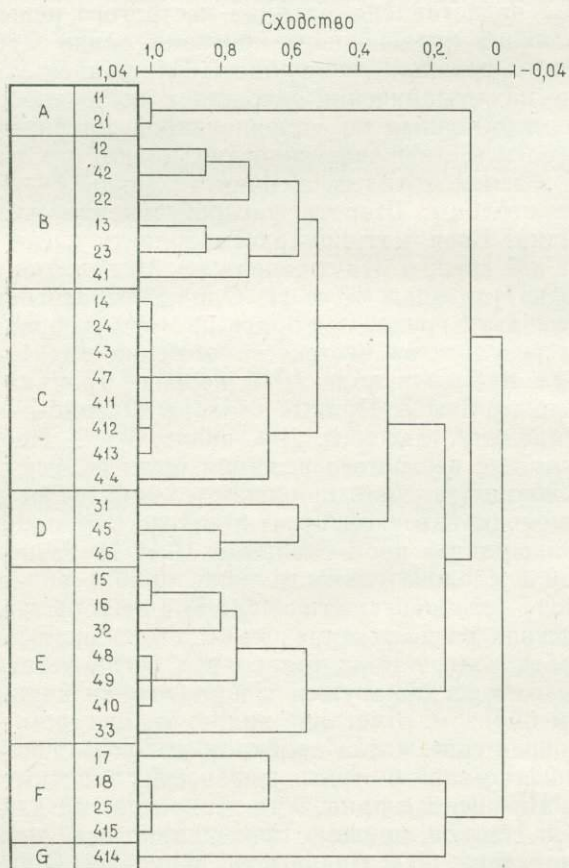
В качестве диаграммы диапазонов можно рассматривать результат упорядочивания, представленный на рис. 2, в. Конструкция диаграммы предполагает, что соседние пробы, имеющие равные средние и одинаковый фаунистический состав, имеют одинаковый возраст. Следовательно, диаграмма диапазонов не совпадает со строгим упорядочиванием. На диаграмме нетрудно видеть, что самые молодые формы представлены видами 1, 2 и 3, тогда как вид 4 несколько древнее. За этими видами следуют виды 10, 11 и общие для зоны *Meekoceras* и *Anasibrites*

(виды 6 и 7). Самые древние таксоны представлены видами 8 и 9. Диапазон вида 5 самый длинный. Согласованность между диаграммой диапазонов и исходными данными нарушает только вид 10. В соответствии с результатами упорядочивания подошва зонального диапазона вида 10 расположена ниже верхних границ видов 6 и 7. Эта зависимость, не наблюдаемая в исходных данных, хотя и не исключена, все же представляется практически невероятной. Такая неопределенность является следствием присутствия редкого таксона (вида 10), который встречен только в трех пробах. Следует отметить, что такая ситуация не является неожиданной для массива данных, содержащего сведения только о нескольких видах.

На рис. 2, г представлена матрица нестрогого решения. Вычисленное значение проверочного критерия равно 0,866, тогда как для строгого решения оно равно 0,644, причем устранение стратиграфических ограничений сокращает число пробелов с 32 до 9. Однако полученные по упорядоченной матрице таксономические комплексы лишь частично учитывают стратиграфический порядок. Самым молодым аммонитам (виды 1—4) соответствуют левые столбцы. Ширина распространения изменчивого вида 5 очевидна. Если матрицу рассматривать слева направо, то следующие две группы будут содержать *Meekoceras* и *Anasibirites* (виды 6 и 7) и виды 10 и 11. Однако стратиграфический порядок в этих двух группах обратный. Из корреляционной диаграммы и результатов нестрогого решения видно, что полный зональный диапазон вида 10 и верхняя граница вида 11 моложе, чем виды 6 и 7. Правые столбцы матрицы соответствуют самым древним таксонам, т. е. видам 8 и 9. Несмотря на то что в результате нестрогого решения были получены группы таксонов со сходными схемами распределения, сами эти группы не расположены в точном стратиграфическом порядке. Так, например, большинство проб с видами 10 и 11 расположено в упорядоченной последовательности ниже проб с видами 6 и 7. Другой пример — это перекрытие пробой 44 пробы 41, хотя их стратиграфическое расположение является обратным. Кроме того, все пробы, содержащие только вид 5, представлены как единый блок, хотя он обнаружен в широко разобщенных горизонтах. Таким образом, отчетливо видно, что нестрогое решение приводит к сокращению числа пробелов, но за счет потери некоторой части информации о стратиграфических зависимостях таксонов и проб. На рис. 3, а приведена дендрограмма для перечисленных в табл. 1 видов, причем приведенные на ней группы (кластеры) получены по матрице коэффициентов Дике, использующих метод невзвешенных парных групп (МНПГ). Кластер А содержит четыре стратиграфически самых молодых вида аммонитов (1—4) совместно с видом 5, имеющим большой временной диапазон. Два самых древних таксона (виды 8 и 9) обра-



a



б

Рис. 3. Дендрогаммы для триасовых аммонитов. Кластеры были построены по матрице коэффициентов Диксе с помощью метода невзвешенных парных групп. *a* — анализ таксонов; *б* — анализ проб.

зуют кластер *D. Anasibrites* и *Meekoceras* (виды 6 и 7) объединены в кластер В, тогда как виды 10 и 11 попадают в кластер С. Однако эти кластеры только частично отражают стратиграфические особенности, так как кластеры В и С обратные, а кластеры, содержащие вид 5 с большим диапазоном и формы с короткими диапазонами, распознаются только в пробах из наиболее молодых отложений. Эти результаты являются типичным примером опыта проведения кластерного анализа видов [15, 16, 17, 26].

Дендрограмма для проб приведена на рис. 3, б, вычисления для которой основаны на коэффициентах Дике и методе группирования по невзвешенным парным группам. Полученные семь кластеров, содержащие от одной до восьми проб, выделяются на уровне сходства, приблизительно равном 0,5. Самые молодые пробы попадают в кластеры А и В, тогда как кластеры F и С содержат пробы из наиболее древних отложений. Пробы с повсеместно распространенным видом 5 содержатся в кластере Е, в то время как пробы с видами 10 и 11 относятся к кластеру D. Для удобства на рис. 2 приведены обозначения кластеров. В случае нестрогого решения наблюдается приближенная корреляция один к одному между обозначениями кластеров и расположением проб в упорядоченной матрице. Только две пробы (44 и 41) следует поменять местами для получения полного соответствия между кластерами и упорядоченной последовательностью проб (рис. 2, г). Однако сравнение обозначений кластеров с порядком проб в условиях строгого решения в упорядоченной матрице дает другие результаты. Несмотря на то что между обозначениями кластеров и порядком проб существует общая корреляция, она проявлена слабее и между пробами и кластерами С, D и Е (их положением на упорядоченной матрице) имеются перекрытия (рис. 2, б). В данном случае влияние стратиграфической строгости очевидно.

Пример 4. В последнем примере детально рассмотрен состав комплекса кембрийской ископаемой фауны формации Райли в центральном Техасе, описанной Палмером [28]. Основная цель этого исследования — сравнение результатов упорядочивания с зональностью, представленной другими авторами. При этом наряду с классическими методами качественной биостратиграфии [28] использовались количественные методы, включая графическую корреляцию [31], метод главных компонент [19], тринomialное распределение [9,] алгоритм, основанный на теории множеств и упорядочивании матрицы коэффициентов сопряженности [12], а также еще не опубликованная методика Градштейна и Агтерберга, использующая биномиальное распределение. Кроме того, использовался и кластерный анализ как для таксонов, так и для проб на базе матриц коэффициентов корреляции и метода невзвешенных парных групп при построении дендрограмм.

Таблица 2. Кембрийская ископаемая фауна, используемая в примере 4

1. <i>Kormagnostus simplex</i>	12. <i>Meteoraspis metra</i>
2. <i>Coosella beltensis</i>	13. <i>Coosia</i> cf. <i>albertensis</i>
3. <i>Kinstabia variegata</i>	14. <i>Crepicephalus australis</i>
4. <i>Spicule</i> B	15. <i>Llaonaspis undulata</i>
5. <i>Pseudagnostus?</i> <i>nordicus</i>	16. <i>Maryvillia</i> cf. <i>ariston</i>
6. <i>Arcuolimbus convexus</i>	17. <i>Llaonaspis peculiaris</i>
7. <i>Opisthotreta depressa</i>	18. <i>Dictyonina perforata</i>
8. <i>Tricrepecephalus coria</i>	19. <i>Raaschella ornata</i>
9. <i>Tricrepecephalus texanus</i>	20. <i>Angulotreta triangularis digitalis</i>
10. <i>Kingstonia pontotocensis</i>	21. <i>Labiosrtia conveximarginata</i>
11. <i>Llaonaspis modesta</i>	

В табл. 2 приведен 21 вид, отобранный для реализации процедуры упорядочивания. Эти виды пользуются наибольшим распространением в разрезах, изученных Палмером, и большинство из них использовалось в других количественных исследованиях. Стандартные, выделенные Палмером [28], кембрийские трилобитовые зоны охватывают диапазон от *Bolaspidella* до зон, следующих после зоны *Aphelaspis*.

В распоряжении Палмера было восемь стратиграфических разрезов, из которых один (Тридгилл-Крик) осложнен сбросом. Эти разрезы расположены на площади приблизительно в 1800 квадратных миль и сложены различными сочетаниями песчаников, алевролитов и известняков, слагающих серии мелководных морских фаций [28]. К сожалению, границы палеонтологических зон и разновидностей пород не совпадают и некоторые литологические единицы в различных местах имеют разный возраст [28, 31]. Таким образом, в данном случае используется не очень сложный массив биостратиграфических данных. Следует отметить, что некоторые исследователи основывали свои построения на данных, взятых из всех возможных разрезов, тогда как другие отбирали таксоны только из тех разрезов, в которых отсутствовали дизъюнктивные нарушения. В соответствии с этим нами было проведено упорядочивание двух массивов исходных данных. Первый из них, состоящий из 117 проб, охватывает все разрезы, а второй содержит только 98 проб, отобранных из разрезов, в которых не наблюдалось дизъюнктивных нарушений.

Вообще, большинство задач, связанных с биостратиграфическим упорядочиванием, используют как самое верхнее, так и самое нижнее появление таксонов. Однако многие биостратиграфы основное внимание уделяют изучению материала скважин, в которых достоверно установлено только самое верхнее появление. Следовательно, для того чтобы провести проверку методов упорядочивания по этому типу данных, нужно, чтобы массив данных создавался путем записи каждого вида, наблю-

даемого во всех пробах, взятых ниже его самого верхнего появления в изучаемом стратиграфическом разрезе. Упорядоченные матрицы, приведенные на рис. 4, представляют собой результаты анализа 98 проб, хотя результаты, полученные по обоим массивам данных, практически идентичны.

Для стратиграфически строгого решения по данным о самом верхнем и самом нижнем появлениях видов было получено значение проверочного критерия, равное 0,555 при 272 пробелах. Это одно из самых низких наблюдаемых значений, ниже которого только значение для массива данных о кембрийской фауне, равное 0,506 и вычисленное по 117 пробам. Из упорядоченной матрицы, представленной на рис. 4, *a* видно, что большинство пробелов связано с редкими таксонами, которые встречаются только в небольшом числе проб (виды 17, 15, 14, 11, 6 и особенно 5). Как уже отмечалось выше, получаемое в результате упорядочивания равномерное распространение обусловлено тем, что алгоритм использует средние значения. Хотя на рис. 4, *a* и не приведены дендрограммы, соответствующие кластеры проб и видов изображены по его краям. Нетрудно видеть, что для проб можно выделить четыре кластера, причем кластер А будет объединять самые молодые, а кластер D — самые древние пробы. Пробы, обозначенные «S» (straus — случайные), не входят ни в один из больших кластеров. Однако между расположением кластеров и положением проб в упорядоченной матрице существует общая тесная корреляция. Некоторое перекрытие можно отметить между кластерами А и В, а также между кластером D и более древними пробами из кластера С. Виды также образуют четыре кластера. Таксоны различных кластеров образуют отчетливые блоки в столбцах упорядоченной матрицы, хотя таксоны кластеров С и D пересекаются.

На рис. 4, *b* приведены результаты нестрогого решения, которому соответствует значение проверочного критерия 0,571 и 255 пробелов. Таким образом, устранение стратиграфической строгости ликвидирует только 17 пробелов. В полученной упорядоченной матрице пробы расположены приблизительно в обратном порядке по отношению к стратиграфическому расположению, т. е. так, что наиболее древние пробы расположены в верхней части матрицы, а самые молодые — в ее основании. Наблюдаемое в этой матрице перекрытие кластеров несколько слабее по сравнению с матрицей строгого решения. Кластеры таксонов также расположены в обратном порядке по отношению к стратиграфическому положению.

Основная задача этого примера — сравнение таксономической зональности, полученной путем строгого упорядочивания, и зональностей, предлагаемых другими авторами. Для сравнения результатов, полученных различными методами, была использована следующая процедура. Анализируемые данные были пред-

Строгое решение
Виды

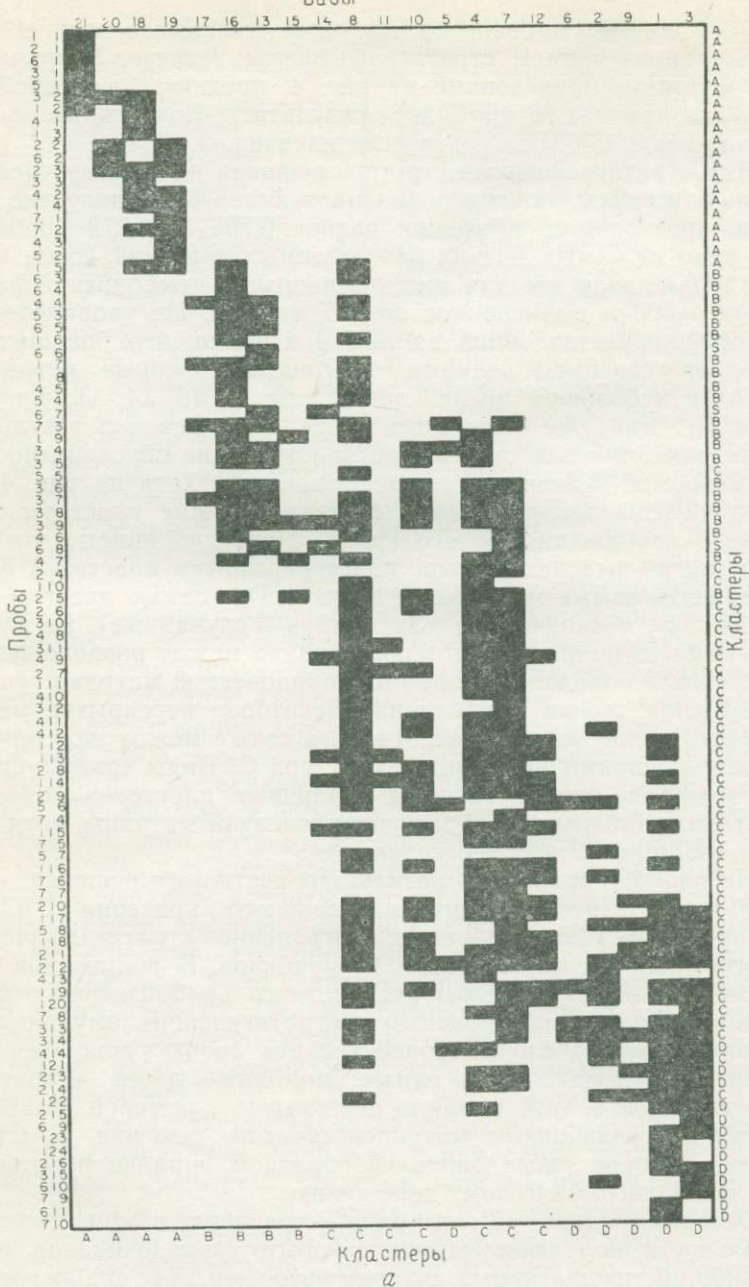
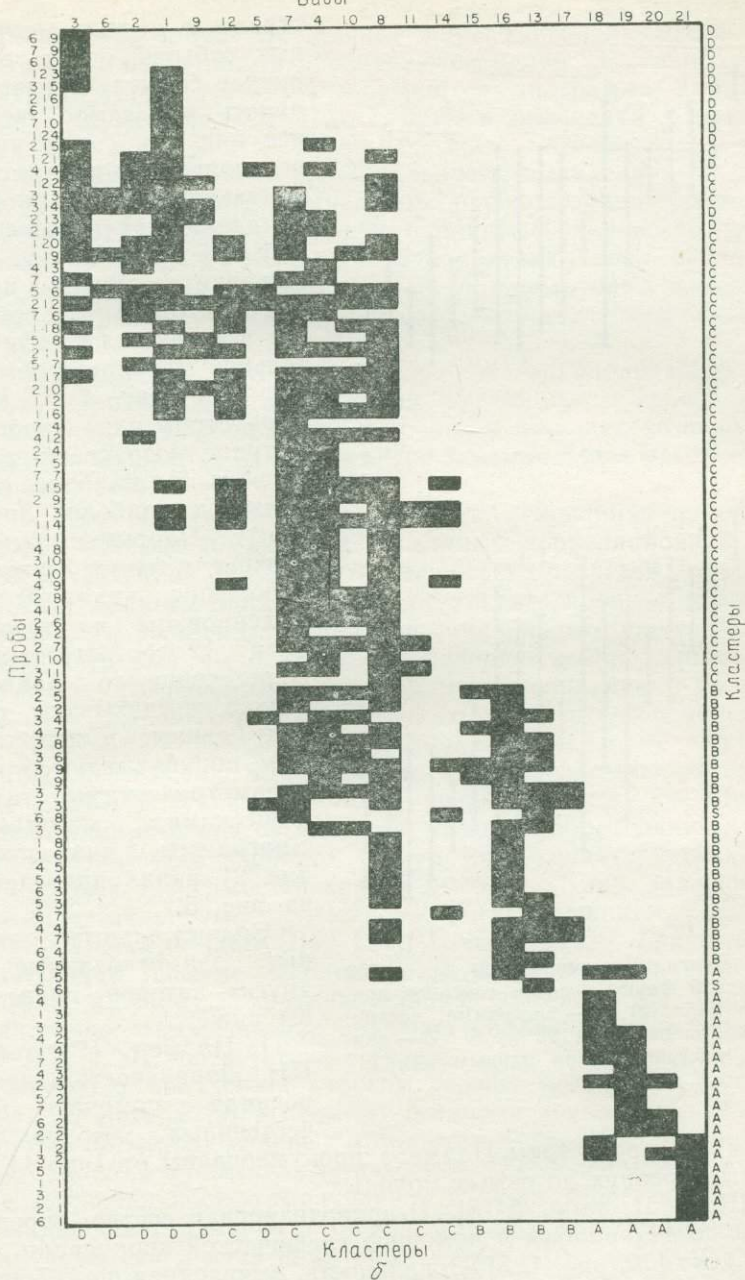


Рис. 4. Данные по кембрийской фауне, изученной Палмером [28]. а — строгое решение; б — нестрогое решение.

Нестрогое решение
Виды



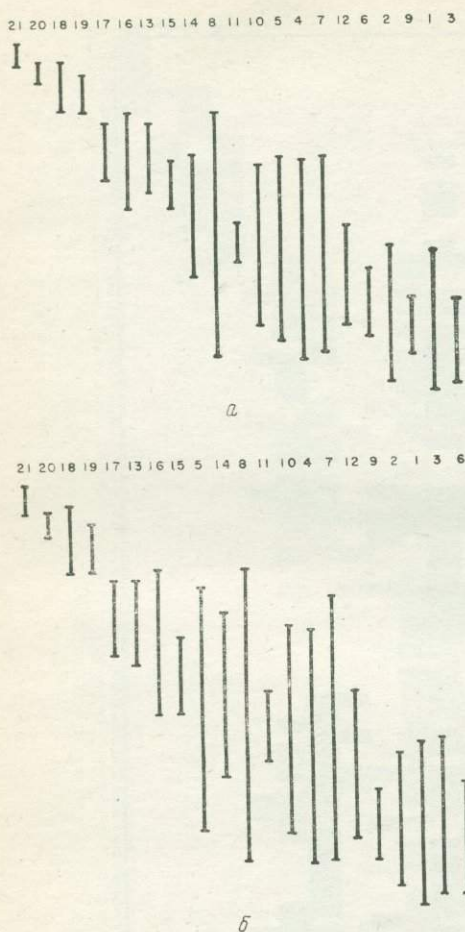


Рис. 5. Диаграммы диапазонов для видов кембрийской фауны (список таксонов приведен в табл. 2). *a* — диаграмма, построенная по данным для 98 проб; *б* — диаграмма, построенная по данным для 117 проб.

данным 117 проб. Зоны Палмера пронумерованы от 1 до 11 — от самых древних до самых молодых.

2. Шоу [31, табл. А-18]. Стандартизирован состав, определенный по 117 пробам с помощью графической корреляции.

3. Гукс [12, рис. 4, 5]. Зональность, выявленная по 117 пробам. Согласно примененному методу, сначала строится матрица связей между всеми возможными парами видов. При этом

ставлены в виде точечных событий, т. е. единичное событие представлялось как самое верхнее или как самое нижнее появление конкретного таксона. При упорядочивании за положение события принималось положение строки или пробы, в которой это событие встречается в окончательной матрице строгого решения (рис. 4, *a*). Номера строк или проб в матрице возрастают сверху вниз (от наиболее молодых к наиболее древним). Например, самое верхнее и самое нижнее положения вида 20 зафиксированы в строках 6 и 12 соответственно. Пересечения в данном случае не учитывают, так как данные в дальнейшем обрабатываются непараметрическими статистическими методами. Диаграммы диапазонов для 21 вида приведены на рис. 5.

Сравнительные данные, заимствованные у других авторов, приведены ниже:

1. Палмер [28, табл. III]. Зональность, построенная с помощью качественных методов по

единицей обозначается наличие двух таксонов вместе, а все остальные зависимости обозначаются нулем. Затем полученная матрица упорядочивается и строится диаграмма диапазонов. Уровни нумеруются от 1 до 7, причем последний — самый молодой.

4. Эдвардс и Бивер [9]. Зональность, выявленная по данным 98 проб на основе триномиального распределения вероятностей. Авторы предлагают различные варианты зональности, включая зональность по самому нижнему появлению (табл. 3), по самому верхнему появлению, а также для некоторых таксонов по самому нижнему и самому верхнему появлениям совместно (табл. 5).

5. Градштейн и Агтерберг (еще не опубликованная рукопись). Зональность, построенная по данным о самом нижнем появлении для 15 видов в 98 пробах с помощью относительной временной шкалы, основанной на биномиальном распределении вероятностей.

6. Хон [19, табл. 1]. Зональность, основанная на отметках первой главной компоненты по данным корреляционной матрицы, вычисленной для 6 стратиграфических разрезов.

Для данных, полученных в результате процедуры упорядочивания, и различных вариантов зональности, полученных другими методами, вычислялись коэффициенты корреляции. В связи с тем, что рассматриваемые данные нелинейны и их распределения отличаются от нормального, в качестве оценок для коэффициентов корреляции использовались ранговые статистики Спирмена. Абсолютные значения этих коэффициентов приведены в табл. 3. Знаки при этом несущественны, так как отражают увеличение номеров от наиболее молодых образований к наиболее древним или наоборот. Полученные характеристики корреляционных зависимостей крайне высокие. Так, значения для последовательности, полученной строгим решением, с зональностями Палмера [28], Шоу [31], Гукса [12], Градштейна и Агтерберга (еще не опубликовано), а также с зональностью по самому нижнему появлению Эдвардс и Бивера [9], равны 0,96 или выше. Самые низкие значения коэффициентов корреляции (0,87 и 0,90) соответствуют парам, образованным последовательностью, полученной строгим решением, с зональностью Эдвардс и Бивера [9] по самому верхнему появлению и с зональностью по методу главных компонент Хона [19]. Причины этих расхождений полностью не известны. Наиболее резкое различие между зональностью, полученной в итоге строгого решения, и зональностью Эдвардс и Бивера [9] обусловлено самым верхним появлением вида 9, который в результате строгого решения располагается ниже. Метод главных компонент характеризуется тенденцией к получению более коротких оценок диапазонов для таксонов в более высоких и более низких частях стратиграфиче-

Таблица 3. Значения рангового коэффициента корреляции Спирмена для сравнения зональности биостратиграфических событий, полученной с помощью строгого решения, с вариантами зональности, построенными с помощью других методов. Значение критерия Стьюдента приведено для проверки значимости корреляции

Число проб для зональности по строгому решению	Сравниваемые метод и матрица данных	Коэффициент Спирмена	Число сравниваемых событий	Критерий Стьюдента
98	Эдвардс и Бивер [9], триномиальное распределение, только самое нижнее появление	0,9812	15	18,35
98	Эдвардс и Бивер [9], триномиальное распределение, только самое верхнее появление	0,8702	15	6,368
98	Эдвардс и Бивер [9], триномиальное распределение, самое верхнее и самое нижнее появления	0,8895	22	8,704
98	Градштейн и Агтерберг (готовится к печати), биномиальное распределение, только самое нижнее появление	0,9777	15	16,77
117	Метод Гукса [13], самое верхнее и самое нижнее появления	0,9630	34	20,20
117	Шоу [31], графическая корреляция, самое верхнее и самое нижнее появления	0,9877	42	39,96
117	Хон [19], метод главных компонент, самое верхнее и самое нижнее появления	0,9031	42	11,90
117	Палмер [28], качественные методы, самое верхнее и самое нижнее появления	0,9615	42	22,13
117	Строгое решение только для самого верхнего появления	0,9782	21	20,53

ских разрезов по сравнению с оценками по строгому решению. Как уже отмечалось, по данным 117 проб с помощью строгого решения были построены две диаграммы диапазонов для самого верхнего появления; одна из них была получена по результатам анализа самого верхнего и самого нижнего появления, а вто-

рая — только самого верхнего появления. Высокая корреляция (0,98) между двумя этими диаграммами диапазонов не является неожиданной. Из всего этого можно сделать вывод, что строгое решение задачи упорядочивания дает результаты, сходные с результатами качественных методов, а также и других алгоритмов, нередко используемых в количественной биостратиграфии.

Другие примеры. Кроме двух детально рассмотренных выше примеров были успешно упорядочены следующие массивы данных:

1. Смит и Фьютрелл [32] предложили качественный подход к задаче упорядочивания двух массивов микрофаунистических данных. Предложенная схема минимизирует зональные диапазоны таксонов по пробам, которые должны оставаться в стратиграфическом порядке внутри отдельных разрезов. Метод, по существу, является качественным аналогом нашего строгого решения. В первом примере использованы 15 проб из 6 стратиграфических разрезов позднетриасового и раннеюрского возраста, сложенных морскими и неморскими кластическими образованиями. Для 39 палинологических таксонов была составлена таблица данных о присутствии и отсутствии. Как и следовало ожидать, результаты качественного анализа этих данных оказались сходными с результатами нашего строгого решения. Например, идентичным оказалось расположение проб, за исключением трех, а ранговый коэффициент корреляции для этих двух последовательностей равен 0,975. Упорядоченная матрица качественного метода содержит 49 пробелов, а матрица нашего решения — 48.

2. Второй массив данных, изученный Смитом и Фьютреллом [32], насчитывает 27 проб, отобранных из семи стратиграфических разрезов в отложениях карбона Йоркшира, Великобритания. Для стратиграфически строгого упорядочивания были выделены 43 микрофаунистических таксона, встреченные более чем в одной пробе. Снова упорядоченные матрицы оказались сходными, причем в их решении насчитывалось 143 пробела, тогда как в нашем это число сократилось до 136. Коэффициент ранговой корреляции между последовательностями проб в упорядоченных матрицах равен 0,963.

3. Грант [11] описал 24 вида верхнекембрийской трилобитовой фауны из Миннесоты по данным 65 проб. Хазель [17] применил к этим данным кластерный анализ и метод главных компонент, в результате чего получил четыре кластерные группы для видов и проб. Полученные кластеры имеют плотную внутреннюю структуру с главными разрывами между соседними кластерами. Выделенные Хазелем комплексные фаунистические зоны тесно коррелируются с зонами Гранта, причем только две пробы изменили положение. Этот хорошо ведущий себя набор данных был упорядочен как с помощью строгого, так и нестро-

гого метода, в результате чего были получены относительно высокие значения проверочного критерия: 0,806 и 0,823 соответственно. Группировки таксонов и проб при этом оказались приблизительно такими же, как группировки Гранта [11] и Хазеля [17].

4. Многочисленные примеры (см., например, [24]) посвящены рассмотрению границы между пермью и триасом в Пакистане. Суит [33] описал результаты изучения конодонтов в 89 пробах, отобранных из 11 стратиграфических разрезов. При этом по взаимным зависимостям и относительной распространенности 28 таксонов были выделены 9 комплексных зон фауны конодонтов. Из этих данных Гукс [12] выбрал 17 видов для анализа с помощью метода, основанного на теории множеств и археологическом упорядочивании матрицы взаимосвязей между таксонами. Диаграмма диапазонов, построенная Гуксом, содержит 6 уровней. Массив данных, подвергнутый упорядочиванию, содержал все 89 проб и 26 из 28 таксонов (два редких вида конодонтов были исключены из массива данных). Значения проверочного критерия для строгого и нестрогого решения равны соответственно 0,717 и 0,586. Коэффициенты ранговой корреляции между упорядоченной зональностью таксонов и вариантами зональности Гукса [12] и Суита [33] равны 0,925 и 0,988 соответственно, что отражает близость результатов, полученных различными методами. Согласованность между результатами нестрогого упорядочивания, кластерного анализа и зонами конодонтов Суита [33] также высокая.

5. Дебу [6] проводил исследования границы между эоценом и олигоценом в штатах Миссисипи и Алабама на базе распределения приблизительно 200 видов фораминифер и остракод в 62 пробах из 5 стратиграфических разрезов. Хазель [15], а также Брауэр, Миллендорф и Диман [3] применили кластерный анализ для изучения различных подмножеств этих данных. В зависимости от того, какое подмножество использовалось, были получены три или четыре комплексные фаунистические зоны. Эти зоны оказались, по существу, параллельны во времени и сходны с зонами, построенными Дебу [6] с помощью классических методов биостратиграфии. Различные наборы данных были затем подвергнуты упорядочиванию, в результате чего были получены значения проверочного критерия в интервале от 0,644 до 0,655. Корреляционные зависимости были установлены по подражанию в упорядочивании временным стратиграфическим диаграммам Хазеля (1970), а также Миллендорфа, Брауэра и Димана [3].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Археологическое упорядочивание представляет собой простой и мощный метод для количественной биостратиграфии. Матрица исходных данных состоит из сведений о присутствии — отсутствии m видов в n пробах из p стратиграфических разрезов. Основная процедура сводится к расположению данных в форме диаграммы диапазонов, столбцам которой соответствуют таксоны, а строкам — виды. Она заключается в группировании знаков присутствия вдоль диагонали матрицы так, чтобы минимизировать число пробелов, означающих отсутствие, на диагонали или близко от нее. Это также приводит к наиболее узким вероятным зональным диапазонам изучаемых таксонов. В процессе упорядочивания одновременно строится диаграмма диапазонов таксонов, и пробы с наиболее близким фаунистическим составом размещаются в соседних строках упорядоченной матрицы. Простой проверочный критерий является мерой степени концентрации знаков присутствия вдоль диагонали.

Существуют два типа решения задачи упорядочивания. В нестрогом решении данные о положении проб полностью игнорируются. Следовательно, пробы могут группироваться в последовательности, которая позволяет выделить группы проб и таксонов, сходные с полученными, с помощью многомерного анализа данных о присутствии — отсутствии. Однако группирование таксонов и проб обычно не производится в стратиграфической последовательности. В строгом решении введение стратиграфического контроля сохраняет расположение проб каждого разреза в упорядоченной матрице. Такая стратиграфическая строгость оказывается весьма полезной при корреляции.

Особенности вычислений при упорядочивании очевидны. Эти вычисления проводятся в виде серий итераций, каждая из которых включает две главные операции. 1. Измеряется среднее положение знаков присутствия для каждой строки или пробы, и после этого строки располагаются в возрастающем порядке средних. С этого момента нестрогое решение переходит к следующей операции. При строгом решении проверяется сохранение стратиграфического расположения проб внутри каждого разреза. Если этого не сделать, то пробы, нарушившие стратиграфическое расположение, не попадут на соответствующее им место в стратиграфической последовательности для каждого разреза. 2. Определяется среднее положение знака присутствия в каждом столбце, и столбцы располагаются в порядке возрастания средних. Эти две операции составляют одну итерацию, а последующие итерации продолжаются до тех пор, пока данные сойдутся.

Методы упорядочивания были проверены на семи примерах. Используемые при этом ископаемые остатки включали различ-

ную микро- и макрофауну из пород от кембрийского до третичного возраста. Число проб в этих примерах менялось от 33 до 117, а число видов — от 11 до 205. Для большей части этих данных временные стратиграфические диаграммы, иллюстрирующие распределение проб и таксонов, опубликованы. Кроме того, эти примеры были подвергнуты обработке одним или несколькими другими количественными методами, отличающимися от метода упорядочивания.

Сравнение результатов упорядочивания с результатами других качественных и количественных методов проводилось с помощью рангового коэффициента корреляции. Оказалось, что все полученные варианты зональности являются сходными, о чем свидетельствуют значения коэффициента корреляции, изменяющиеся в интервале от 0,87 до 0,99. Из этого следует, что упорядочивание представляет собой эффективный метод количественной биостратиграфии. По своей сущности упорядочивание представляет собой процесс усреднения, который приводит к средней или наиболее вероятной зональности таксонов и проб. Логическая основа метода весьма проста и сходна с основой большинства неколичественных биостратиграфических исследований. Кроме того, алгоритмы упорядочивания применимы к любому набору данных, для которого приемлемо понятие усредненной зональности. Следует надеяться, что упорядочивание окажется полезным тем биостратиграфам, которые успешно применяют количественные методы.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Brower J. C.*, 1981. Quantitative biostratigraphy 1830—1980, in Merriam D. F., ed., *Computer Applications in the Earth Sciences — an Update of the 70's*, Plenum Press, New York, pp. 63—103.
2. *Brower J. C.*, *Millendorf S. A.*, 1978. Biostratigraphic correlation within IGCP project 148, *Computer & Geosciences*, 4(3), 217—220.
3. *Brower J. C.*, *Millendorf S. A.*, *Dyman T. S.*, 1978. Quantification of assemblage zones based on multivariate analysis of weighted and unweighted data, *Computers & Geosciences*, 4(3), 221—227.
4. *Burroughs W. A.*, *Brower J. C.*, в печати. SER, a FORTRAN program for the analysis of biostratigraphic data, *Computers & Geosciences*.
5. *Cowgill G. L.*, 1972. Models, methods and techniques for seriation, in *Clarke D. L.*, ed., *Models in Archaeology*, Methuen & Co., Ltd., London, pp. 381—424.
6. *Deboo P. B.*, 1965. Biostratigraphic correlation of the type Shubuta Member of the Yazoo Clay and Red Bluff Clay with their equivalents in southwestern Alabama, *Alabama Geol. Surv. Bull.*, 80, 84 pp.
7. *Doran J. E.*, *Hodson F. R.*, 1975. *Mathematics and Computers in Archaeology*, Harvard Univ. Press, Cambridge, Massachusetts, 381 pp.
8. *Doveton J. H.*, *Gill D.*, *Tipper J. C.*, 1976. Conodont distributions in the Upper Pennsylvanian of Eastern Kansas; binary pattern analyses and their paleoecological implications, *Geol. Soc. America, Abstracts with Programs*, 8 (7), 842.
9. *Edwards L. E.*, *Beaver R. J.*, 1978. The use of a paired comparison model in ordering stratigraphic events, *Jour. Math. Geology*, 10(3), 261—272.

10. *Gelfand A. E.*, 1971. Rapid seriation methods with archaeological applications, in Hodson F. R., Kendall D. G., Täutu P., eds., *Mathematics in the Archaeological and Historical Sciences*, Edinburgh Univ. Press, Edinburgh, pp. 186—201.
11. *Grant R. E.*, 1962. Trilobite distribution, Upper Franconia Formation (Upper Cambrian), southeastern Minnesota, *Jour. Paleont.*, 36 (5), 965—998.
12. *Guex J.*, 1977. Une nouvelle Méthode d'analyse biochronologique: note préliminaire, *Bull. Soc. Vaud. Sci. Nat.*, 73 (351), 309—322.
13. *Guex J.*, 1978. Les Trias inférieur des Salt Ranges (Pakistan): problèmes biochronologiques, *Eclogae géol. Helv.*, 71 (1), 105—141.
14. *Hay W. W.*, *Southam J. R.*, 1978. Quantifying biostratigraphic correlation, *Ann. Rev. Earth Planet. Sci.*, 6, 353—375.
15. *Hazel J. E.*, 1970. Binary coefficients and clustering in biostratigraphy, *Geol. Soc. America Bull.*, 81 (11), 3237—3252.
16. *Hazel J. E.*, 1971. Ostracode biostratigraphy of the Yorktown Formation (upper Miocene and lower Pliocene) of Virginia and North Carolina, *United States Geol. Surv. Prof. Paper* 204, 13 pp.
17. *Hazel J. E.*, 1977. Use of certain multivariate and other techniques in assemblage zonal biostratigraphy: examples utilizing Cambrian, Cretaceous, and Tertiary benthic invertebrates, in Kauffman E. G., Hazel J. E., eds., *Concepts and Methods in Biostratigraphy*, Dowden, Hutchinson & Ross, Inc., Stroudsburg, Pa., pp. 187—212.
18. *Hodson F. R.*, *Kendall D. G.*, *Täutu P.*, 1971. *Mathematics in the Archaeological and Historical Sciences*, Edinburgh Univ. Press, Edinburgh, 565 pp.
19. *Hohn M. E.*, 1978. Stratigraphic correlation by principal components: effects of missing data, *Jour. Geol.*, 86, 524—532.
20. *Johnson L.*, 1972. Introduction to imaginary models for archaeological scaling and clustering, in Clarke D. L., ed., *Models in Archaeology*, Methuen & Co. Ltd., London, pp. 309—379.
21. *Kendall D. G.*, 1963. A statistical approach to Flinders Petrie's sequence dating, *Int. Stat. Inst. Bull.*, 40, 657—680.
22. *Kendall D. G.*, 1971. Seriation from abundance matrices, in Hodson F. R., Kendall D. G., and Täutu P., eds., *Mathematics in the Archaeological and Historical Sciences*, Edinburgh Univ. Press, Edinburgh, pp. 215—252.
23. *Kummel B.*, 1966. The Lower Triassic Formations of the Salt Range and Trans-Indus Ranges, West Pakistan, *Mus. Comp. Zoology Bull.*, 134 (10), 361—429.
24. *Kummel B.*, *Teichert C.*, eds., 1970. *Stratigraphic Boundary Problems, Permian and Triassic of West Pakistan*, Univ. of Kansas, Dept. of Geol., Special Pub., 4, 474 pp.
25. *Marquardt W. H.*, 1978. Advances in archaeological seriation, in Schiffer M. B., ed., *Advances in Archaeological Method and Theory*, 1. Academic Press, pp. 257—314.
26. *Millendorf S. A.*, *Brower J. C.*, *Dyman T. S.*, 1978. A comparison of methods for the quantification of assemblage zones, *Computers & Geosciences*, 4 (3), 229—242.
27. *Miller F. X.*, 1977. The graphic correlation method in biostratigraphy, in Kauffman E. G., and Hazel J. E., eds., *Concepts and Methods of Biostratigraphy*, Dowden, Hutchinson & Ross, Inc., Stroudsburg, Pa., pp. 165—186.
28. *Palmer A. R.*, 1954. The faunas of the Riley Formation in central Texas, *Jour. Paleont.*, 28 (6), 709—790.
29. *Petrie W. M. F.*, 1899. Sequences in prehistoric remains: *Jour. Anthropol Inst.*, 29, 295—301.
30. *Scott G. H.*, 1974. Essay review: stratigraphy and seriation: *Newsl. Stratigr.*, 3, 93—100.
31. *Shaw A. B.*, 1964. *Time in Stratigraphy*, McGraw-Hill Book Co., New York, 365 pp.

32. *Smith D. G., Fawcett M. D.*, 1979. A use of network diagrams in depicting stratigraphic time-correlation, *Jour. Geol. Soc. London*, 136, 21—28.
33. *Sweet W. C.*, 1970. Uppermost Permian and Lower Triassic conodonts of the Salt Range and Trans-Indus Ranges, West Pakistan, *Univ. of Kansas, Dept. of Geol., Special Publ.*, 4, 207—275.
34. *Tipper J. C.*, 1977. Some distributional models for fossil marine animals, *Geol. Soc. America, Abstracts with Programs*, 09, 1202.
35. *Tipper J. C.*, 1980. Some distributional models for fossil animals, *Paleobiology*, 6 (1), 77—95.
36. *Wilkinson E. M.*, 1974. Techniques of data analysis-seriation theory, *Archaeo-Physika*, 5, 1—142.

АВТОМАТИЗАЦИЯ БИОХРОНОЛОГИЧЕСКОЙ КОРРЕЛЯЦИИ

Эрик Давауд

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Биохронологическую корреляцию различных разрезов можно проводить только с помощью соответствующей шкалы, описывающей хронологическую последовательность биологических событий (диаграмма диапазонов). Эта шкала строится путем обобщения всех имеющихся в наличии локальных данных. Такую фундаментальную операцию, которая при работе вручную весьма утомительна, можно охарактеризовать сериями логических утверждений и автоматизировать. Рассмотрены принципиальные проблемы биохронологической корреляции, а также детально описан метод построения хронологической шкалы по исходным стратиграфическим данным.

ВВЕДЕНИЕ

Биохронология является испытанным методом уже более 100 лет. Задача ее заключалась в проведении неколичественных описательных работ, которые медленно, путем проб и ошибок, выявляли основные пути биологической эволюции и, следовательно, создавали относительную хронологическую схему.

Однако в противоположность большому числу практических приложений неожиданно оказалось, что исследования самого метода весьма малочисленны. Возможно, стратиграфы считали, что применение биохронологии является самоочевидным и что нет никакой необходимости анализировать используемые ею принципы, так как для выявления хронологической истины достаточно скрупулезного накопления палеонтологических данных. В настоящее время в стратиграфической терминологии существуют некоторые несоответствия, хотя недавно Международный комитет по стратиграфии [13] внес определенную ясность в данный вопрос.

Eric Davaud. Institut des Sciences de la Terre, 13 rue des Maraichers, 1203 Geneva, Switzerland.

Многочисленные противоречия между биостратиграфами делят последних на непримиримые группы, а это является симптомом недостаточной эффективности решений поставленных задач и отчетливо демонстрирует опасность применения методов с плохо определенными принципами. Такая ситуация, как отмечал в 1965 г. Харрингтон [10], является результатом общего непонимания сложности биохронологических проблем:

«По мере увеличения количества стратиграфической информации основные понятия стратиграфии... становятся все более расплывчатыми и искаженными. Мне представляется, что эта туманная картина, это неправильное понимание основ стратиграфии является результатом совместного действия различных неблагоприятных факторов: поверхностного восприятия некоторыми стратиграфами направления и границ их науки, слабо выраженного теоретического подхода к наиболее важным проблемам пространства и времени, особой склонности человеческого мозга к симметричному мышлению, и, наконец, но, к сожалению, не самое последнее — это скептическое отношение многих так называемых «геологов-практиков» к научным проблемам, которые они называют «академическими» и, следовательно, рассматривают как не заслуживающие затрат времени и усилий на глубокий, продуманный анализ».

С тех пор биостратиграфы все же согласились с необходимостью методологического изучения и переосмысливания основных понятий традиционной стратиграфии.

Научное усовершенствование и рационализация в биостратиграфии произошли одновременно с внедрением ЭВМ для обработки данных (см. [19, 13, 18, 16, 17, 11, 12, 7, 8, 9, 5, 4, 2 и 1]). Таким образом представляется, что мы подходим к определению строгой методологии, которая должна быстро устранить недостатки традиционного эмпиризма. Это происходит вопреки сдержанности многих стратиграфов, которые, как отмечает Холланд [14], «раздражены излишними стратиграфов-теоретиков».

Цели нашей статьи заключаются в том, чтобы показать: 1) сложность биохронологических проблем, 2) опасность применения устаревших понятий и 3) применение ЭВМ в биохронологии (применение строгого языка).

СЛОЖНОСТЬ ЛЕТОПИСИ ОСАДКА

Запись биологических событий в осадочных образованиях является результатом двух частично независимых явлений: осадконакопления и эволюции. Природа и интенсивность этих двух явлений претерпевают изменения во времени и пространстве.

Давайте временно пренебрежем изменчивостью процесса осадконакопления и сосредоточим внимание на биологической эволюции, вспомнив основные принципы.

Время жизни группы организмов, способных размножаться (в соответствии с биологическим определением, видов), может быть ограниченным. Период времени от первого появления вида до его окончательного вымирания, пространственное распространение группы и ее демографическое значение тесно связаны с изменениями окружающей среды.

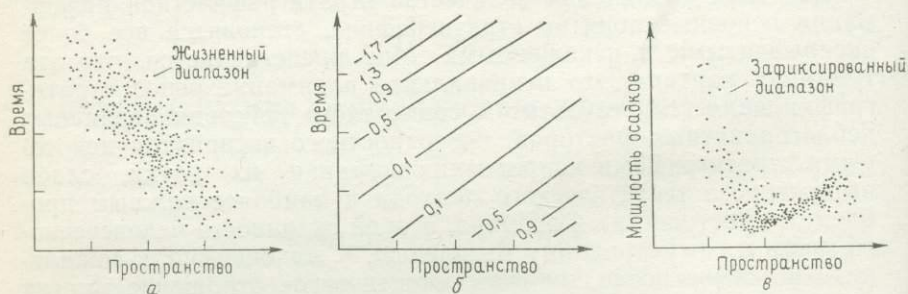


Рис. 1. Диаграммы, иллюстрирующие способы, с помощью которых простые биологические события фиксируются в осадках. На рис. 1, а показана область распространения конкретного вида во времени и пространстве. Плотность популяции характеризуется плотностью расположения точек. В течение одного и того же периода времени и в одной географической области скорость осадконакопления изменялась равномерно (рис. 1, б). Если $S(x, y, t)$ — непрерывная функция, характеризующая локальные и временные изменения скорости осадконакопления, то индивидуум, живший в момент t_0 в точке x_0, y_0 , будет расположен в осадочной летописи в точке x_0, y_0, z , где $z = \int_0^{t_0} S(x_0, y_0, t) dt$. Применяя это уравнение к индивидам рис. 1, а, полу-

чим результат, изображенный на рис. 1, в, который иллюстрирует искаженную информацию, полученную при изучении осадков. Таким образом, возможность проверки конкретного вида будет высокой в нижней части зафиксированного диапазона и низкой в его верхней части. Следовательно, хронологический диапазон этого вида может быть существенно недооценен.

Появление первых особей обычно ограничено и представляет собой, в соответствии с теорией Мейра [15], результат постоянных генетических изменений внутри изолированной генетической группы.

Учитывая это, можно определить диапазон существования вида как во времени, так и в пространстве и описать в четырехмерном пространстве места и моменты существования рассматриваемых видов. Это понятие, явно абстрактное, следует воспринимать как объем (или «гиперобъем»), вне которого вероятность появления вида равна нулю (либо в обстановке, исключающей его присутствие, либо вне периода его жизни). Внутри этого объема вероятность появления вида не равна нулю и существен-

но изменяется от одной точки к другой в зависимости от его демографических флуктуаций во времени и пространстве.

Диапазон жизни вида отражен в осадочных образованиях, но его форма, протяженность и первичная плотность в совокупности будут существенно меняться и искажаться (рис. 1). Осадочные образования, в которых конкретный вид жил или вымер, называются «зарегистрированным диапазоном», представляющим собой трехмерное тело, геометрия которого изменчива и в большинстве ситуаций (особенно для nektonных и planktonных

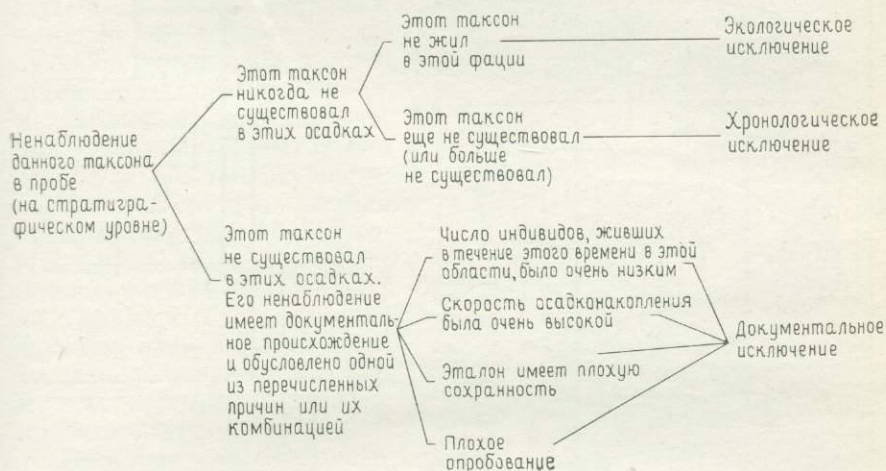


Рис. 2. Неоднозначность причин отсутствия фауны на стратиграфическом уровне.

видов) связана с геометрией самих осадочных образований. Стратиграфу доступны только некоторые точки этой биоседиментационной области. Вероятность обнаружения конкретного вида меняется от одной точки к другой в зависимости от плотности первичной популяции, скорости осадконакопления, а также степени сохранности эталонных образцов. К сожалению, все эти факторы остаются для нас неизвестными. Если исследователь в данной точке не обнаружил заданного вида, то это может быть следствием влияния как экологических, так и хронологических факторов. Однако если эта точка находится внутри зарегистрированного диапазона, то отсутствие данного вида следует рассматривать только как недостаток исследования. Неопределенность, возникающая за счет ненаблюдаемой фауны, создает соответствующие затруднения, так как приводит к ненадежным результатам, что нередко неустранимо. Иногда стратиграфы игнорируют важность этой проблемы (рис. 2) и отсутствию фауны придают неправильное стратиграфическое значение (зло-

употребление понятиями «частичный зональный диапазон» и «интервальная зона»).

Обсудив основные принципы, можно на примере показать возникающие трудности. Допустим, что рассматривается семь различных видов с неявно выраженными эволюционными зависимостями и частично перекрывающимися пространственными и хронологическими жизненными диапазонами (рис. 3). Для про-

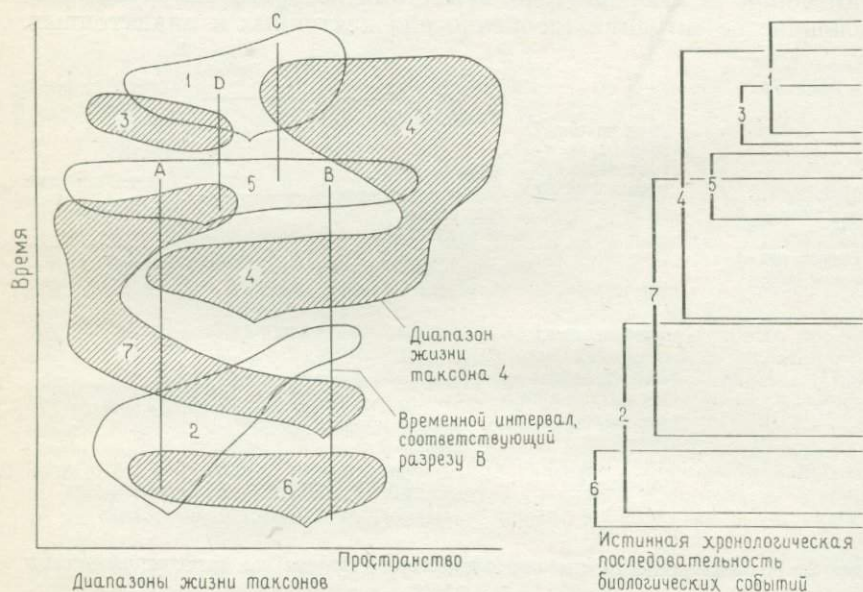


Рис. 3. Теоретический пример, показывающий распределение в пространстве и времени семи различных таксонов и истинную хронологическую последовательность биологических событий.

сты анализа предположим также, что плотность популяции одинакова внутри каждого диапазона, тогда как скорость осадконакопления меняется во времени и пространстве. Осадочная летопись этих биологических событий будет искажена, но их относительная и локальная последовательность останется неизменной во всех точках пространства. Теперь рассмотрим ситуацию, когда имеется только четыре локальных разреза, соответствующие различным периодам времени (рис. 3 и 4). На время забудем, что решение известно, и поставим себя на место стратиграфа, который изучает эти четыре противоречивых фрагментарных разреза, пытаясь связать их хронологически. В том случае, если не будет известно ни одной хронологической последовательности, установить хронологические зависимости между разрезами по зафиксированным биологическим событиям будет очень

трудно (следует отметить, что ни один из четырех разрезов, приведенных на рис. 4, не представляет реальную хронологическую последовательность). Если нет каких-либо предварительных сведений, необходимые результаты можно получить только путем синтеза палеоэкологических данных. В связи с тем, что нет никакой предварительной биохронологической шкалы, стратиграф должен заново составить относительную хронологическую последовательность наблюдаемых событий.

Эта предварительная весьма важная операция, которая эквивалентна получению новой информации путем объединения фрагментарных и противоречивых данных, достаточно трудна и обычно осуществляется с помощью метода проб и ошибок. Возникающие при этом трудности можно продемонстрировать на примере установления

вручную зависимостей между зафиксированными видами из четырех разрезов, представленных на рис. 4. Простота рассматриваемой здесь проблемы контрастирует с трудностями ее решения. Это приводит к проблемам, с которыми приходится сталкиваться стратиграфам в тех случаях, когда био-стратиграфическая шкала основана на более фрагментарных и противоречивых данных, чем это обычно бывает.

Более того, после больших затрат времени и усилий на создание шкалы стратиграф склонен рассматривать ее как определенный хронологический вывод. Однако шкала является лишь временной и может оказаться частично ошибочной: в связи с появлением дополнительных биостратиграфических данных она может в любой момент оказаться недействительной.

Биохронологические построения в связи со своими недостатками являются временными и требуют постоянного усовершенствования [6], и стратиграфы должны тщательно пересматривать используемые и создаваемые ими хронологические модели. Появление новой, улучшенной информации приводит к непрерывному усовершенствованию биохронологической шкалы. К сожалению, нередко новый вывод, противоречащий существующим хронологическим моделям, устраняется под предлогом неодно-

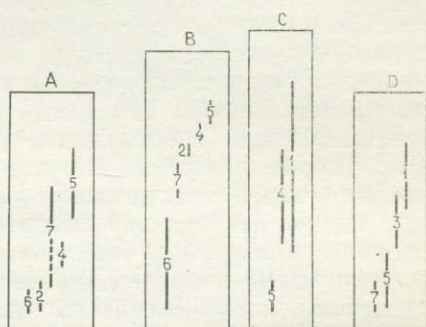


Рис. 4. Осадочная летопись биологических событий в четырех стратиграфических разрезах (A, B, C, D), соответствующая теоретическому примеру, показанному на рис. 3. Искажение, обусловленное различной скоростью осадконакопления, было получено с помощью формулы, приведенной в подписи к рис. 1.

значности лежащих в его основе данных (гомеоморфизм или переработка).

Хей [12] с иронией замечает: «Биостратиграфическая методология, как основа стратиграфической и биостратиграфической корреляции, хорошо действует только в условиях ограниченной геологической области, а также когда исследования выполняются одним специалистом. Как только в исследованиях начинают участвовать многие специалисты, работающие на больших, взаимно перекрывающихся площадях, возникают проблемы и споры». Сложность и неопределенность проблемы хронологии, а также отсутствие средств ее решения (расплывчатые концепции без хронологического смысла) являются главными причинами возникновения описанных трудностей. Осуждаемый Харрингтоном узкий прагматизм и хаотический эмпиризм, которые часто бывают правилом, могут привести только к путанице. Для того чтобы внести некоторые улучшения в данную ситуацию, авторы недавно пересмотрели основные принципы биохронологии и попытались трактовать ее в более строгом стиле. Разработанный и реализованный на ЭВМ Даваудом и Гуксом [3] метод основан именно на таком строгом способе мышления. Он описан в работах Гукса [7, 8] и сходен с подходом, предложенным Рубелем [17]¹.

Этот метод позволяет для неограниченного числа стратиграфических разрезов делать следующее:

1. Строить сводную биостратиграфическую шкалу (диаграмму диапазонов).
2. Выбирать на этой шкале наиболее существенные хронологические подразделения.
3. Устанавливать хронологические зависимости между различными стратиграфическими разрезами, которые были использованы для построения сводной шкалы (хроностратиграфическая корреляция).

Понятие «унитарные ассоциации», четко определенное Гуксом, весьма полезно для биохронологии. Для того чтобы проиллюстрировать смысл этого понятия и его значение, рассмотрен

Рубель [16] предложил метод организации наборов видов с помощью их стратиграфических зависимостей. Те виды, которые характеризовались противоречивыми связями, устранялись. Если организация оказывалась сложной, Рубель использовал для установления корреляции отдельные интервалы («менты») между взаимоисключающими видами. Однако обычно корреляционные связи «пересекаются», что приводит, как отмечают Хей и Соутам [12], к тому, что «метод Рубеля неприменим в условиях противоречивых диапазонов различных разрезов». Несмотря на то что первая часть метода Рубеля представляется похожей на метод Гукса [7], между этими двумя подходами существуют фундаментальные различия: Рубель не использует идею однородных ассоциаций. Следовательно, его работа не позволяет сформулировать принцип воспроизводимости унитарных ассоциаций [9, 10] и не дает возможности хронологически интерпретировать биостратиграфические данные.

приведенный ранее (рис. 3) пример с реальной последовательностью (нелокальной) биологических событий.

Теоретически наименьшие хронологические подразделения характеризуются периодами сосуществования двух или более видов («зональный диапазон конкуренции», «зона фаунистического комплекса»), интервалами времени, определяющимися появлением и исчезновением вида, появлением одного вида и появлением другого или исчезновением одного вида и исчезновением другого. Однако следует отметить, что все эти подразделения, за исключением периодов (со)существования, определяются по отсутствию определенного вида. Как было установлено ранее, отсутствие (или ненаблюдение) фауны в конкретном горизонте представляет определенную трудность для анализа, так как оно может быть результатом воздействия множества факторов, подавляющее большинство которых неизвестны. Следовательно, хронологические подразделения, основанные только на отсутствии определенных видов, практически бесполезны.

Однако если у нас есть определенная хронологическая схема, то понятием частного зонального диапазона можно пользоваться, но только при следующих трех условиях:

1. Седиментологические и палеонтологические исследования показывают, что окружающая среда была благоприятна для развития ненаблюдавшихся видов.

2. Объем изученного материала достаточно велик, чтобы быть уверенным, что отсутствие вида не является следствием недостатка наблюдений.

3. Этот период несуществования вида систематически выделяется в большинстве стратиграфических разрезов.

Для конкретного фаунистического комплекса обычно трудно определить, является ли отсутствие вида следствием хронологических и экологических причин или причин, связанных с недостатком наблюдений. Таким образом, только те подразделения, которые можно локально определить, являются периодами сосуществования. Последовательность таких периодов образует надежную биохронологическую шкалу.

Периоды сосуществования перекрывают такие традиционные понятия, как «зональный диапазон конкуренции» (хотя он и не всегда имеет хронологическое значение) и зона Оппеля. Следует отметить, что периоды сосуществования точно соответствуют понятию унитарной ассоциации, введенному Гуксом [7], под которой он имеет в виду «самую большую группу совместимых видов» (два вида рассматриваются как совместимые, если они встречены по крайней мере однажды в одном и том же стратиграфическом горизонте или же одновременно в одном горизонте не наблюдались, но их стратиграфический порядок от разреза к разрезу является обратимым, что указывает на хронологическое сосуществование). Удобство этого понятия заключается в том,

что его можно синтезировать и перевести на формальный язык. В свете новой терминологии биохронологическую шкалу следует рассматривать как необратимую последовательность унитарных ассоциаций.

Следовательно, для того, чтобы построить шкалу, нужно по палеонтологическим данным, собранным в различных стратиграфических разрезах, определить унитарные ассоциации. Ассоциации, встреченные в большинстве разрезов, объединяются и образуют шкалу.

ОПИСАНИЕ ОБЩЕГО АЛГОРИТМА

Для установления биохронологической шкалы необходимо виды поставить в соответствие отрезкам времени. Размер и положение этих отрезков определяются ассоциациями наблюдаемых видов. Как уже отмечалось выше, эта операция эквивалентна определению и подбору такой группы унитарных ассоциаций, для которой учтены все локальные стратиграфические зависимости.

Первый шаг этой процедуры заключается в обобщении биостратиграфической информации из многих разрезов по возможности в виде квадратной матрицы R , строки и столбцы которой соответствуют различным изученным видам.

Элементы этой матрицы (r_{ij}) будут характеризовать стратиграфические зависимости между видами с номерами i и j . Условимся, что r_{ij} будут принимать следующие значения: $+2$, если вид i всегда наблюдается выше вида j ; -2 , если вид i всегда наблюдается ниже вида j ; 1 , если виды i и j встречены по крайней мере один раз в одном горизонте или если они фактически сосуществуют; 0 , если относительное стратиграфическое положение видов i и j неизвестно и они не наблюдались в одном и том же разрезе.

Из этого определения следует, что матрица R несимметрична относительно элементов r_{ij} , отличающихся от 0 и 1 , и что половина матрицы, лежащая ниже главной диагонали, является избыточной.

Построение матрицы R осуществляется путем постепенного вовлечения данных из различных разрезов. В этом процессе нередко встречаются такие пары видов, у которых зависимости в разных разрезах различны. Это видимое непостоянство может быть следствием или неполноты данных, или экологической несовместимости, позволяющей допускать, что виды фактически связаны. Таким образом, если r_{ij}^k характеризует зависимость между видами i и j в точке k , а r_{ij}^n — зависимость между этими же видами в точке n , то неравенство $r_{ij}^k \neq r_{ij}^n$ означает, что $r_{ij} = 1$.

После такой предварительной операции матрица R будет представлять зависимости между видами и стратиграфические связи, наблюдаемые в изученных разрезах. Однако осталась еще одна неразрешенная зависимость ($r_{ij}=0$), которая означает, что некоторые виды не наблюдались совместно в одних и тех же разрезах.

Дедуктивные построения, основанные на транзитивности неравенств, могут в значительной степени прояснить большинство из неразрешенных зависимостей. Для иллюстрации логики этого дедуктивного шага рассмотрим два вида (i и j), стратиграфические зависимости которых неизвестны ($r_{ij}=0$).

Если существует хотя бы один другой вид (например, k), для которого стратиграфические зависимости с двумя упомянутыми видами известны, то зависимость между видами i и j можно выявить при условии, что вид k стратиграфически расположен между ними и что он не сосуществует с этими видами. Это двойное условие можно выразить следующим образом: если $r=0$, но существует хотя бы один вид k , такой, что $r_{ik}\neq 0$ и $r_{kj}\neq 0$, тогда $r_{ij}=r_{ik}$, если и только если $r_{ik}=r_{kj}\neq 1$.

Алгоритм, применяемый для выявления этих зависимостей, действует в итеративном режиме. На первом шаге отмечаются неразрешенные зависимости и, если это возможно, видоизменяются (промежуточные виды должны проявлять ту же самую стратиграфическую зависимость между двумя рассматриваемыми видами). На втором шаге оставшиеся неразрешенными зависимости отмечаются во второй раз и для их выявления используются стратиграфические зависимости, полученные в предыдущем цикле. Эта итерационная процедура повторяется до тех пор, пока будут происходить улучшения от одного цикла к другому, и прекращается после того, как окажется, что дальнейшая корреляция невозможна. Виды, для которых имеется минимальная стратиграфическая информация, из матрицы R устраняются. Этот процесс повторяется до тех пор, пока такие виды остаются в матрице.

Следует особо отметить, что исключенные на этой стадии виды должны быть весьма редкими в изучаемых разрезах. Следовательно, они представляют ограниченный стратиграфический интерес.

После описанных предварительных операций полученная сводная матрица R будет представлять основную стратиграфическую информацию, содержащуюся в исходных данных. С помощью этой информации можно отобрать группы совместно живущих видов и поместить их в сводный перечень (биохронологическая шкала). Такой подбор будет оптимальным только в том случае, если для перегруппированных совместно живущих видов будут выполнены следующие три условия:

1. Все виды, принадлежащие к одной группе, должны соответствовать одному времени, что свидетельствует об их совместном существовании.

2. Число групп должно быть минимальным (или охват зоны действия групп должен быть максимальным).

3. Должны быть представлены все совместно живущие виды.

Группы видов, соответствующие определенным условиям, соответствуют «унитарным ассоциациям» Гукса [7]. Каждая унитарная ассоциация характеризуется квадратной подматрицей матрицы R , состоящей только из единиц ($r_{ij}=1$ для любых i и j). Унитарные ассоциации выделяются в два этапа. Сначала спектр ассоциации¹ видов сокращается до группы совместимых видов² путем последовательного исключения тех видов, которые несовместимы внутри спектра.

В качестве примера давайте рассмотрим вид i ; строка или столбец i матрицы R характеризуют зависимости между этим видом и всеми другими видами. Однако с этим видом сосуществуют только немногие виды, которые определены спектром его ассоциации [7]. Давайте в квадратной матрице B , иллюстрирующей стратиграфические зависимости (b_{kl}), расположим эти виды после вида i . В результате мы будем располагать двумя возможностями:

1. Все виды сосуществовали ($b_{kl}=1$ для любых k, l), т. е. мы имеем совместимую группу, и в этой ситуации спектр не будет меняться.

2. Некоторые виды по отношению к другим являются предшествующими или последующими, хотя они сосуществовали с видом i . Такая ассоциация не является совместимой, из нее следует исключить некоторые виды. Критерии исключения основаны на частоте проявления несовместимости ($b_{kl} \neq 1$), наблюдаемой для каждого вида в матрице B , и на необходимости установления всех наблюдаемых случаев сосуществования (условие 3) внутри унитарной ассоциации. Виды, характеризующиеся наибольшей несовместимостью, исключаются первыми, но так, чтобы сосуществование с видом i не выражалось в ранее выделенных совместимых группах. Такой процесс исключения продолжается до тех пор, пока будет получена группа, обязательно включающая вид i .

После таких операций, проведенных для каждого спектра ассоциации (каждой линии матрицы R), выявляется столько совместимых групп, сколько существует видов. Однако ясно, что

¹ Спектр ассоциации видов содержит все виды, которые сосуществовали в течение некоторого времени.

² Группа видов, сосуществующих в определенный момент. Унитарная ассоциация представляет собой группу совместимых видов, но не наоборот: таким образом, группа совместимых видов может быть только подгруппой унитарной ассоциации.

многие из этих групп содержат избыточную информацию, которую можно устранить. Оставшиеся группы соответствуют унитарным ассоциациям; их число минимально, и они отражают зависимости сосуществования. Последний шаг перед построением схематической диаграммы, характеризующей ассоциации и исключенные виды, представляет собой реорганизацию во времени всех унитарных ассоциаций, использующих стратиграфические зависимости, представленные в главной матрице (r_{ij}). Это можно сделать путем построения новой матрицы D , характеризующей стратиграфические зависимости не между видами, а между унитарными ассоциациями. Зависимости во времени между двумя унитарными ассоциациями определяются стратиграфическими зависимостями, наблюдаемыми для видов, принадлежащих этим ассоциациям. Если группа является совместимой, т. е. все типичные виды первой ассоциации были систематически определены выше (или ниже) типичных видов второй ассоциации, то относительное стратиграфическое положение обеих ассоциаций будет точно определено. Наоборот, если стратиграфические зависимости между видами двух ассоциаций несовместимы, то относительное положение этих ассоциаций останется неизвестным в связи с тем, что в одной из них будет существенный недостаток информации о видах. Таким образом, эти ассоциации следует исключить из рассмотрения.

Идентификация таких видов осуществляется путем подсчета числа случаев, когда вид оказывается аномальным в компилятивной матрице D , отражающей зависимости между унитарными ассоциациями. Эти аномальные виды устраняются, а набор унитарных ассоциаций, к которым они принадлежали, определяется заново путем объединения исключенных видов. Следует отметить, что такая процедура может привести к избыточным унитарным ассоциациям, которые нужно немедленно устранить из матрицы D .

Этот процесс можно продолжать до тех пор, пока все оставшиеся зависимости между унитарными ассоциациями не будут однозначно определены. После этого содержащуюся в матрице D информацию об унитарных ассоциациях можно упорядочить в соответствии с локально наблюдаемыми стратиграфическими зависимостями и построить сводную диаграмму диапазонов.

Однако эта диаграмма не обязательно будет биостратиграфической шкалой; чтобы определить подразделения диаграммы в виде зон и использовать их в хроностратиграфическом смысле, необходимо внимательно рассмотреть каждую унитарную ассоциацию.

Используемые в этом критическом исследовании принципы сталкиваются с проблемой отсутствия фауны.

В качестве примера рассмотрим два вида, спектр ассоциации которых один и тот же, но они нигде не наблюдались на одном и том же стратиграфическом уровне (рис. 5). Такие два вида позволяют выделить две унитарные ассоциации, значение которых будет зависеть от способа интерпретации того факта, что эти виды нигде совместно не наблюдались. При этом имеются три возможности:

1. Взаимоисключение видов обусловлено экологическими причинами (они не влияют на один и тот же биотип).

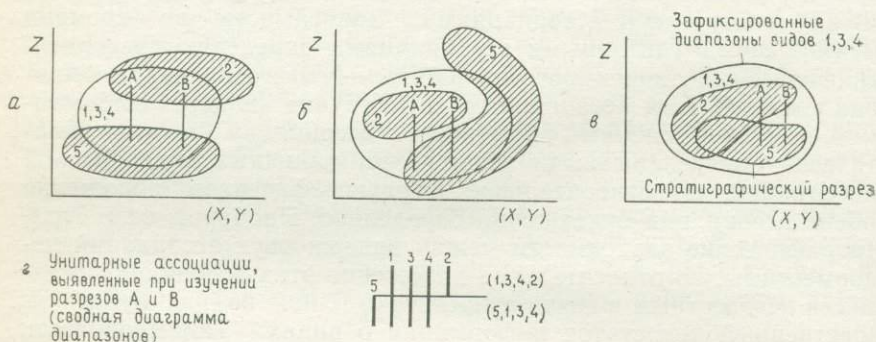


Рис. 5. Обоснование унитарных ассоциаций.

2. Взаимоисключение является только кажущимся и обусловлено недостатком наблюдений.

3. Взаимоисключение связано с хронологической причиной (оба вида нигде не встречаются совместно).

Первые два объяснения предполагают, что выявленные унитарные ассоциации не имеют хронологического смысла. В этих объяснениях подразумевается, что:

1) данные (из локальных стратиграфических разрезов) являются столь фрагментарными, что не могут отразить реальные хронологические зависимости между двумя рассматриваемыми видами;

2) дополнительные данные позволили бы нам определить их синхронность (рис. 5). Наоборот, если принято третье объяснение, то окончательные унитарные ассоциации должны быть объяснимы с хронологических позиций, что может быть подтверждено дополнительной информацией.

Нетрудно видеть, что существует отчетливая зависимость между хронологической обоснованностью унитарной ассоциации и использованным для ее установления количеством информации.

Однако для обоснования унитарной ассоциации необходимо знать, достаточно ли имеется информации, чтобы исключить то,

что является артефактом, не имеющим какого-либо хронологического смысла. Интуитивно весьма соблазнительно сказать «да», если взаимоисключающие виды, порождающие эти унитарные ассоциации, наблюдались в большинстве осадочных разрезов, где их можно было ожидать. Однако если эти характеристические виды были выявлены только в нескольких разрезах, тогда обоснованность останется весьма сомнительной. Этот принцип пространственной воспроизводимости является всего-

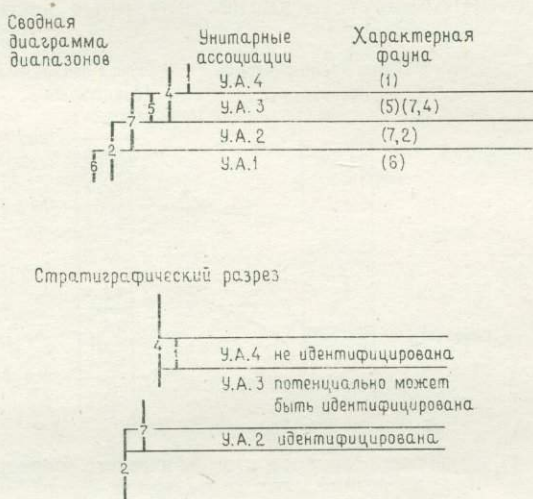


Рис. 6. Реальная или потенциальная идентификация унитарных ассоциаций.

навсего критерием, с помощью которого можно судить о хронологическом значении подразделений (рис. 5). Более того, количественное выражение пространственной воспроизводимости требует геологического здравого смысла и напоминает о дополнительных понятиях о «реальном или потенциальном определении унитарной ассоциации», введенных Гуксом [9]:

1. Унитарная ассоциация, охарактеризованная парой видов или комплексом видов, идентифицируется во всех разрезах, где можно наблюдать по крайней мере часть этого комплекса.

2. Унитарная ассоциация может быть потенциально идентифицирована во всех стратиграфических разрезах, где были определены унитарные ассоциации, окружающие рассматриваемую (рис. 6).

Если подсчитать число случаев (M_i) установления унитарной ассоциации и число случаев (N_i) ее потенциального установления, то хронологическое значение этой ассоциации можно оха-

рактизовать следующим выражением:

$$P_i = \frac{M_i}{N_i + M_i}.$$

Последовательность унитарных ассоциаций, характеризующихся высоким показателем воспроизводимости ($P_i \rightarrow 1$), соответствует наилучшим хронологическим условиям из всех, которые можно выявить. Более того, для всех стратиграфических разрезов необходимо уровень за уровнем исследовать их фауну, а затем выделить присутствующие унитарные ассоциации. Если

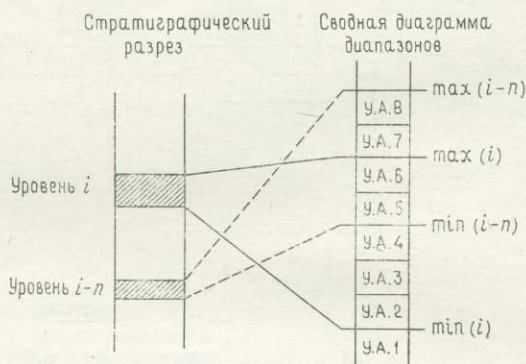


Рис. 7. Правила улучшения хроностратиграфического определения горизонтов, не содержащих характерной фауны.

вид или характеристическая группа видов установлены в заданном горизонте, можно утверждать, что этот горизонт образовался в течение периода времени, соответствующего унитарной ассоциации. Однако может случиться, что в конкретном горизонте не окажется характеристической группы, но будет выявлена фауна, общая для некоторой последовательности унитарных ассоциаций. Таким образом, этот горизонт принадлежит любой унитарной ассоциации из их последовательности $A_k, A_{k+1}, \dots, A_{k+n}$. Хотя положение фауны на хронологической шкале будет неопределенным, тем не менее она будет соответствовать периоду времени от конца A_{k-1} до начала A_{k+n+1} .

Этот дедуктивный шаг, основанный на фундаментальных принципах стратиграфии, можно обобщить и записать в строгом виде (рис. 7). Хотя переход на формальный язык является вспомогательным приемом, он производится таким образом, что не дает стратиграфу большей свободы в интерпретации. Следовательно, алгоритм применим только к установлению зависимостей между выявленной в разрезах фауной и подразделениями используемой шкалы. При этом информация представляется в

INPUT:

EXAMPLE OF FIG. 4

Title	EXAMPLE OF FIG. 4																										
4 strategic sections	4 7																										
and 7 different taxa	5																										
5 taxa have been observed	6	0	2	2	0	4	7	3	16	4	6	8	5	12	21												
in the first section	4																										
taxon 6 has been found from	7	0	4	5	0	7	3	8	15	1	13	22															
level 0 to level 2, taxon	3																										
2 from level 0 to level 4	5	0	4	4	9	11	1	8	29																		
...	5																										
	6	0	12	7	14	19	2	20	21	4	22	24	5	25	27												

OUTPUT:

(A)
STRATIGRAPHIC RELATIONSHIP BETWEEN SPECIES 3 AND 4 REMAINS UNDETERMINED;
SPECIES 3 IS ELIMINATED.

SYNTHETIC RANGE CHART

(SPECIES OCCURENCE FREQUENCY INDICATED IN %)

	UNITARY ASSOCIATIONS					UNITARY ASSOCIATIONS	OCCURENCE FREQUENCY	REPLICABILIT INDEX
	1	2	3	4				
SPECIES 2 (50%)	---	---						
SPECIES 6 (50%)	---	---						
SPECIES 7 (75%)	---	---	---					
SPECIES 4 (75%)			---	---		1	50%	1.0
SPECIES 5 (100%)			---	---		2	25%	0.5
SPECIES 1 (50%)				---		3	100%	1.0
				---		4	50%	1.0

(B) CORRELATION OF STRATIGRAPHIC SECTIONS

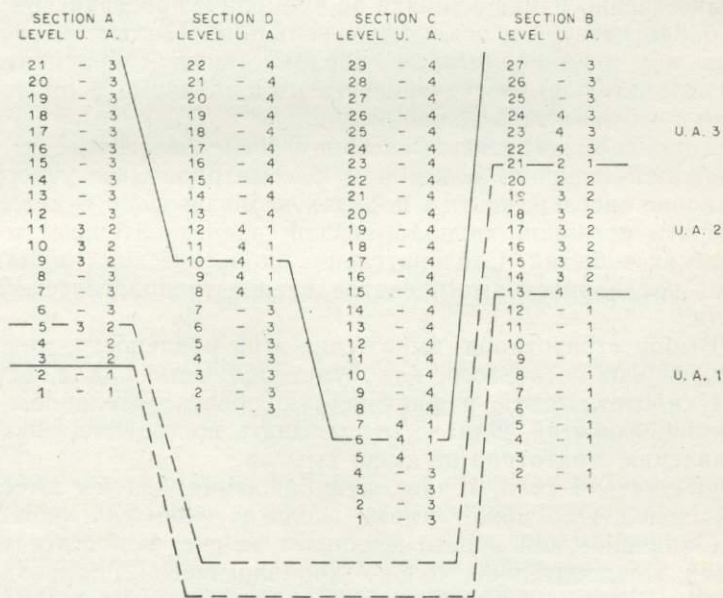


Рис. 8. Кодирование задачи, поставленной на рис. 4, и ее решение с помощью алгоритма, предложенного в этой статье.

виде стратиграфических «каротажных кривых» и дает возможность вручную выявить хроностратиграфическую корреляцию (рис. 8). Стратиграфу остается проделать только следующие три операции:

1. Выбор унитарных ассоциаций, которые представляются наиболее типичными, как имеющие отношение к хронологии (с использованием показателя воспроизводимости P_i).

2. Усовершенствование хроностратиграфического определения горизонтов, не содержащих руководящей фауны, достигаемое с помощью основного принципа стратиграфического сопоставления (руководствуясь здравым смыслом и правилами, приведенными на рис. 7).

3. Хроностратиграфическая интерполяция между различными разрезами.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Осадочная летопись биологических событий является результатом взаимодействия двух различных явлений, количественно и качественно изменяющихся во времени и пространстве, а именно биологической и осадочной эволюции. Данные об этих явлениях, как правило, бывают спорадическими и фрагментарными и, следовательно, могут привести к ошибочному и противоречивому представлению об эволюции.

Единичные стратиграфические последовательности только отражают порядок, в котором рассматриваемый участок был локально заселен, но этот порядок необязательно будет соответствовать истинной хронологической последовательности биологических событий. Следовательно, биологическая шкала дает лишь предварительные представления о хронологической реальности.

Выбор стратотипов, выражение этой реальности, можно сделать только после того, как будет получена шкала, отражающая гипотетическую и фактическую последовательность биологических событий. Однако откладывать построение шкалы до выявления стратотипа не имеет смысла.

Отсутствие (или, точнее, ненаблюдение) фауны имеет двойной смысл. Оно может иметь экологическое или хронологическое значение или просто возникает за счет недостатка наблюдений. Следовательно, только хронологические подразделения, которые можно идентифицировать без сомнения (только их можно использовать на практике), должны базироваться на присутствии видов или групп видов. Использование отсутствия фауны как хронологического факта предполагает, что причина отсутствия не является экологической, а связана с недостатком наблюдений.

Биохронологическая корреляция должна быть достаточно надежной, чтобы на ее основе можно было создать сводную шкалу. Если же это условие не выполняется или стратиграфические данные противоречат рабочей шкале, то необходимо разработать новую шкалу. Однако эта операция весьма трудоемкая и требует много времени, особенно если производится вручную. Поэтому, даже если новые данные противоречат установленной шкале, ее все же нередко оставляют без изменения. Это свидетельствует о необходимости в автоматизации (или по крайней мере в формализации) процедуры построения такой шкалы.

Понятие унитарной ассоциации, которое отличается от общепринятых стратиграфических понятий строгой формализацией, является определенно прогрессивным. Использование этого понятия дает возможность проанализировать эмпирические методы, применяемые для построения биостратиграфической шкалы, и представить их в виде последовательностей однозначных элементарных операций, записанных на машинном языке. Этот процесс можно обобщить в следующем виде:

1. Сведение воедино биостратиграфических данных из различных разрезов и определение сводных стратиграфических зависимостей между видами.

2. Выявление унитарных ассоциаций.

3. Составление списка выявленных ассоциаций.

4. Изучение их хронологического значения.

В результате этих операций получают надежные унитарные ассоциации, на основании которых можно построить сводную шкалу и использовать ее для биохронологической корреляции.

ХАРАКТЕРИСТИКИ ПРОГРАММЫ И ЕЕ ИСПОЛЬЗОВАНИЕ

Программа, применяемая для построения биостратиграфических шкал, написана на алгоритмическом языке ФОРТРАН IV и была реализована на ЭВМ UNIVAC 1108. Она использует 30К слов.

С помощью этой программы можно строить биохронологические шкалы по данным о диапазонах, взятых из неограниченного числа разрезов, но при числе видов, не превышающем 110. Это ограничение можно изменить путем корректировки размеров матрицы и векторов, заданных в начале программы. Время счета не зависит от числа разрезов, но прямо пропорционально общему числу используемых видов и числу аномальных видов. Ввод и вывод показаны на рис. 8.

Распечатку программы можно получить непосредственно у автора.

Благодарности. Это исследование финансировалось Швейцарским национальным научным фондом (субсидия 2.766.0.77). Автор выражает свою признательность д-ру Септфонтейну, Шаролье, Гуеку, Уэрнли и Жаке за многочисленные плодотворные дискуссии. Автор признателен также д-ру Де Суза за помощь в переводе этой статьи и Лаборде за изготовление различных чертежей.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Agterberg F., Gradstein F.*, 1980. A statistical method for the clustering of biostratigraphic events, 26th Int. Geol. Congress Abs., II, 841.
2. *Brower J. C.*, 1979. Special notes on quantitative biostratigraphy, IGCP Project 148 Newsletter, Spring 1979, 6 pp.
3. *Davaud E., Guex J.*, 1978. Traitement analytique manuel et algorithmique de problèmes complexes de corrélations biochronologiques, *Eclogae Geol. Helv.*, 71 (3), 581—610.
4. *Dienes I.*, 1978. Methods de plotting temporal range charts and their application in age estimation, *Computers & Geosciences*, 4(3), 269—272.
5. *Edwards L. E.*, 1978. Range charts and no-space graphs, *Computers & Geosciences*, 4(3), 269—272.
6. *Gabilly J.*, 1971. Méthods et modèles en stratigraphie du Jurassique, *Mem. B.R.G.M.*, 75, 5—16.
7. *Guex J.*, 1977. Une nouvelle méthode d'analyse biochronologique, Note préliminaire, *Bull. Soc. Vaud. Sci. Nat.*, 351 (73), 309—322.
8. *Guex J.*, 1978. Influence du confinement géographique des espèces fossiles sur l'élaboration d'échelles biochronologiques et sur les corrélations, *Bull. Soc. Vaud. Sci. Nat.*, 354(74), 115—124.
9. *Guex J.*, 1979. Terminologie et méthodes de la biostratigraphie moderne: commentaires critique et propositions, *Bull. Soc. Vaud. Sci. Nat.*, 74(3), 169—116.
10. *Harrington H. J.*, 1965. Space, things, time and events, An essay on stratigraphy, *Bull. Amer. Assoc. Petrol. Geol.*, 49(10), 1601—1646.
11. *Hay W. W.*, 1972. Probabilistic stratigraphy, *Eclogae Geol. Helv.*, 65(2), 255—266.
12. *Hay W. W., Southam J. R.*, 1978. Quantifying biostratigraphic correlation, *An. Review Earth Planet. Sci.*, 6, 353—375.
13. *Hedberg H. D.*, 1976. International Stratigraphic Guide: a Guide to Stratigraphic Classification, Terminology and Procedure, J. Wiley and Sons, New York, 200 pp.
14. *Holland C. H.*, 1978. Stratigraphic classification and all that: *Lethaia*, 11(1), 85—90.
15. *Mayr E.*, 1970. Populations, Species and Evolution, Harvard Univ. Press, Cambridge, Mass., 453 pp.
16. *Rubel M.*, 1976. On biological construction of time in geology, *Eesti NSV Tead. Akad. Toimetised Keemia Geologia*, 25(2), 136—144.
17. *Rubel M.*, 1978. Principles of construction and use of biostratigraphical scales for correlation, *Computers & Geosciences*, 4(3), 243—246.
18. *Salin Y. S.*, 1976. Algorithm of stratigraphic correlation, *Modern Geology*, 5(2), 191—199.
19. *Shaw A. B.*, 1964. Time in Stratigraphy, McGraw-Hill Book Co., New York, 365 pp.

КОНЦЕПТУАЛЬНАЯ ОСНОВА ЛАТЕРАЛЬНОГО ПРОСЛЕЖИВАНИЯ
БИОСТРАТИГРАФИЧЕСКИХ ЕДИНИЦ*Стивен А. Миллендорф, Марион Т. Миллендорф*

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Описана общая стратегия латерального прослеживания биостратиграфических единиц. Латеральное прослеживание представляет собой пошаговый анализ многомерного сходства между географически смежными разрезами и сопутствующий анализ различий в пределах каждого разреза, использующий бинарные данные, выраженные через присутствие или отсутствие. Этот анализ постулирует латеральную непрерывность биостратиграфических зон и наглядно изображает вертикальные перерывы между ними. При анализе сходства используется весовой фактор, что позволяет минимизировать пересечения при корреляции (т. е. более древние к более молодым и более молодые к более древним). Как общий метод латеральное прослеживание можно использовать в задачах корреляции любого масштаба (начиная от детального опробования небольшой площади и кончая глобальными исследованиями), применяя различные коэффициенты сходства — различия при обработке биостратиграфических или литостратиграфических данных.

ВВЕДЕНИЕ

Латеральное прослеживание было предложено Снитом [3, 4] в качестве одного из методов количественной корреляции единиц осадочных образований. Миллендорф и Хеффнер [2] развили этот метод и на алгоритмическом языке ФОРТРАН представили программу для ЭВМ, обеспечивающую его применение. После успешного применения этого метода Миллендорф, Брауэр и Диман [1] предложили латеральное прослеживание как существенно более точный способ по сравнению с обычными приемами количественной биостратиграфии, которые были первоначально основаны на методах количественной таксономии. Цель этой статьи — повторить и объяснить концептуальную основу метода латерального прослеживания, а также показать его преимущества перед методами, основанными на количественной таксономии.

ЛАТЕРАЛЬНОЕ ПРОСЛЕЖИВАНИЕ

При многомерном анализе фаунистических зон используются главным образом бинарные данные, указывающие на присутствие или отсутствие (1 или 0 соответственно) ископаемого таксона в пробах, взятых из одного или различных разрезов с целью корреляции (рис. 1). Обычные методы, возникшие из количест-

венной таксономии, такие, как кластерный анализ, факторный анализ, методы главных компонент и главных координат, обычно анализируют все пробы из всех стратиграфических разрезов одновременно, в связи с чем эти методы называют «массовыми». Однако, как показали Миллендорф и Хеффнер [2], этот подход следует применять только тогда, когда требуется описать экологические зоны или биофации. Дело в том, что такой массовый анализ является эффективным при фаунистической градации внутри изохронной единицы в соответствующем географическом

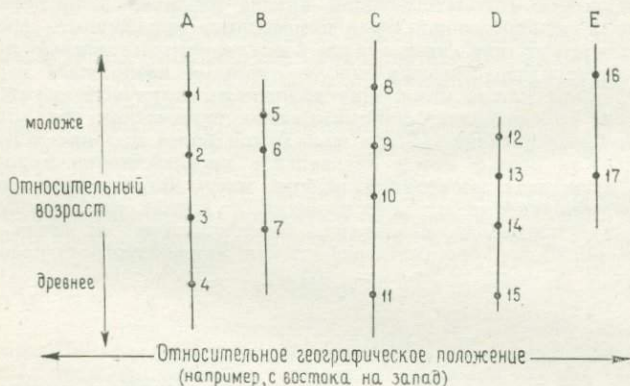


Рис. 1. Типичный геологический разрез, подлежащий корреляции. 1—17 — пробы; А—Е — стратиграфические разрезы.

положении. Так как фаунистический состав изохронной единицы на изучаемой территории изменяется, то пробы, взятые из удаленных точек этой единицы, могут достаточно различаться и не образовывать единую группу. Или, проще, по мере увеличения изменчивости фаунистического состава и расстояния между точками опробования сходство между пробами уменьшается. Кроме того, массовый подход несовершенен для определения вертикальной зональности внутри отдельных разрезов. В качестве альтернативы мы предлагаем метод латерального прослеживания, который сглаживает упомянутые трудности и, таким образом, дает более правильное представление о биостратиграфической зональности.

При латеральном прослеживании используется определение биостратиграфической зоны как фаунистического комплекса, который непрерывен в пространстве, но имеет разрывы во времени, что распространяется на пробы в пространстве. Двумерный характер задачи требует двухшагового решения. Во-первых, устанавливается латеральная географическая непрерывность путем пошагового анализа географически смежных пар стратиграфиче-

ских разрезов. Этот анализ можно провести с помощью разнообразных многомерных методов, хотя мы предпочитаем простое вычисление характеристик бинарного сходства.

Сначала вычисляется матрица коэффициентов сходства между пробами из двух разрезов. Например, анализ двух разрезов, содержащих N и M проб, дает матрицу сходства размером $N \times M$ (рис. 2). В этой матрице выбирается пара проб с наибольшим сходством, которые объединяются и устраняются. Затем выбирается следующая пара проб с наибольшим сходством.

		Матрица сходства			Список пар		
		Разрез В			Козфф.	А	В
		5	6	7			
Разрез А	1	0,6	0,2	0,3	0,9	2	6
	2	0,6	0,9	0,1	0,7	4	7
	3	0,2	0,2	0,4	0,6	1	5
	4	0,1	0,3	0,7	3 ненаблюдения		

в результате
дает

Рис. 2. Гипотетические результаты вывода из ЭВМ первой части анализа, которая устанавливает латеральную непрерывность стратиграфических единиц.

которые также объединяются. Эта процедура продолжается до тех пор, пока все пробы разреза, насчитывающего меньшее число проб, будут объединены. Все оставшиеся необъединенные пробы не рассматриваются (рис. 2). В данном случае вычисляется только матрица сходства размером $N \times M$, из которой систематически отбираются наибольшие коэффициенты. Вообще, после выбора и объединения каждой пары оставшуюся матрицу следовало бы пересчитать (после выбора первых двух проб следовало бы вычислить матрицу сходства размером $(N-1) \times (M-1)$, затем $(N-2) \times (M-2)$ и т. д.).

Такой итеративный подход не опробовался. Хотя в вычислительном отношении он более сложен, чем обычный метод, он может дать лучшие результаты. На рис. 3 приведен гипотетический пример попарного объединения проб в разрезах. Эта процедура повторяется, и в результате устанавливается корреляция между вторым и третьим разрезами, третьим и четвертым и т. д.

Графическое представление фаунистической градации внутри единиц показывает, какую пользу можно извлечь из этой стадии анализа. На рис. 4 представлен гипотетический график характеристики расстояния или многомерной характеристики двух изохронных единиц R_x и R_y в зависимости от латерального геогра-

фического положения вертикальных линий от А до N, обозначающих положение стратиграфических разрезов, из которых были взяты пробы. Смещение каждой единицы от разреза А до разреза N характеризует латеральные изменения фаунистического состава. При этом величина изменения прямо пропорциональна расстоянию между разрезами. При отсутствии градации выделенные единицы будут выражены на графике параллельными линиями. Область между пунктирными линиями представляет собой возможное кластерное «окно», или площадь, внутри кото-

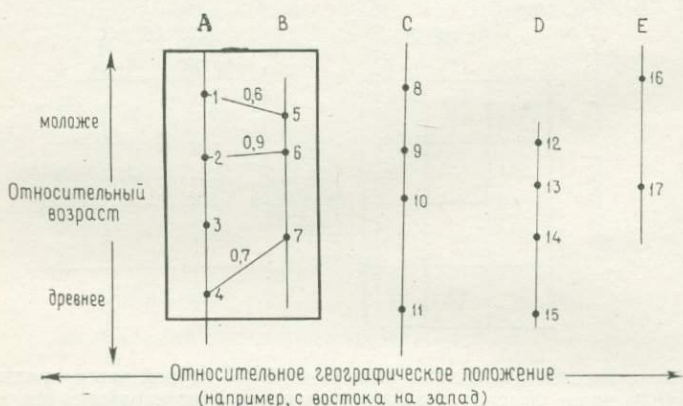


Рис. 3. Объединение пар в первой половине анализа разреза с заданными коэффициентами сходства. 1—17 — пробы; А—Е — стратиграфические разрезы.

рой пробы в своей массе будут образовывать кластер, безошибочно интерпретируемый как принадлежащий к данной единице. Нетрудно видеть, что ограничение этого окна двумя соседними разрезами при латеральном прослеживании позволяет так согласовать латеральную градацию, что полученные пары будут более точно соответствовать истинным биостратиграфическим единицам по сравнению с парами, полученными в результате массового анализа проб, проводимого для всех разрезов одновременно. Метод латерального прослеживания дает также набор значений коэффициентов сходства, которые позволяют проводить сравнение относительной силы корреляционных зависимостей.

Во-вторых, выявляются биостратиграфические единицы и границы между ними в каждом стратиграфическом разрезе. Это осуществляется путем вычисления коэффициентов сходства или различия между соседними по вертикали парами проб внутри разреза (рис. 5). Малое сходство или большое различие интерпретируются как граница между единицами (рис. 6).

Графическое изображение вновь окажет нам существенную помощь. Рис. 7 представляет собой гипотетический график характеристик расстояния одного стратиграфического разреза S , содержащего n проб, расположенных по разрезу сверху вниз с номерами от 1 до n . Горизонтальные пунктирные линии соответствуют границам между выделенными единицами, вдоль которых отмечаются существенные изменения в распространении фауны. Эти границы определяют пределы распространения отдельных единиц во времени, каждая из которых представлена

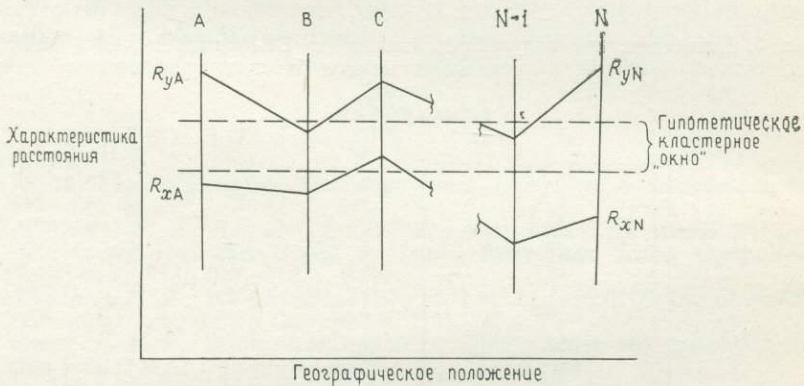


Рис. 4. Графическое представление фаунистической градации внутри двух изохронных единиц R_x и R_y в зависимости от географического положения. А — N — стратиграфические разрезы.

отрезком прямой, длина которого пропорциональна выдержанности единицы в вертикальном направлении (мощности единицы в футах или в метрах). Наклон этих отрезков характеризует малые фаунистические градации внутри единицы. Второй аспект биостратиграфического анализа — это то, что он полностью осуществляется без применения *массовых* методов.

В процессе выявления латеральной непрерывности нередко возникают пересечения корреляционных линий (от молодых к древним и от древних к молодым) между соседними разрезами. Хотя эти пересечения устраняются при повторном опробовании, они встречаются чаще всего на сходных уровнях. Для того чтобы минимизировать число и разнообразие этих пересечений, Миллендорф и Хеффнер [2] предложили использовать вертикальный весовой фактор (ВВФ). Этот фактор представляет собой коэффициент, который при использовании его в анализе будет устранять некоторые пересечения и, если он будет достаточно велик, все пробы будут связаны как горизонтально, так и параллельно. Эффективность применения ВВФ в задачах биостра-

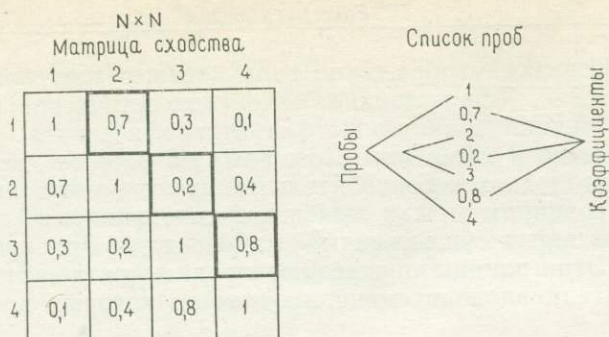


Рис. 5. Гипотетические результаты вывода из ЭВМ второй части анализа, выявляющей границы по вертикали между биостратиграфическими единицами.

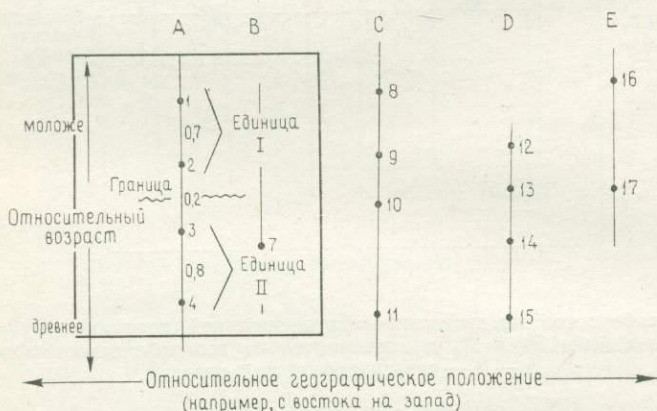


Рис. 6. Границы, выявленные во второй части анализа, и их применение к разрезу с заданными коэффициентами сходства. 1—17 — пробы; А—Е — стратиграфические разрезы.

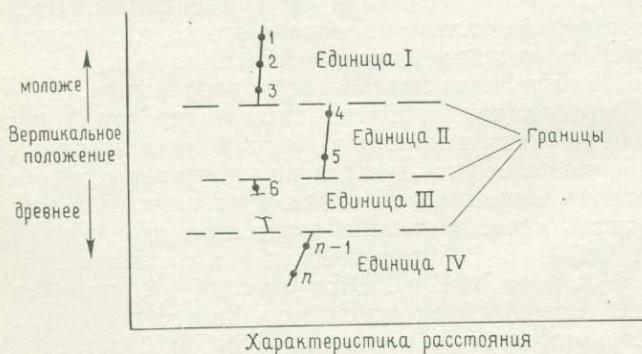


Рис. 7. Графическое представление границ между четырьмя (I—IV) биостратиграфическими единицами.

тиграфической корреляции к настоящему времени полностью не оценена.

Метод латерального прослеживания был применен для анализа трех больших массивов данных различной степени геологической сложности [1]. При этом использовались также и массовые методы анализа, но метод латерального прослеживания дал наиболее полезные для биостратиграфической корреляции результаты.

В заключение следует отметить, что мы предлагаем не панацею для большинства теоретических и практических задач хроностратиграфического анализа, а способ усовершенствования широко используемых обычных количественных методов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Millendorf S. A., Brower J. C., Dyman T. S., 1978. A comparison of methods for the quantification of assemblage zones, *Computers & Geosciences*, 4(3), 229—242.
2. Millendorf S. A., Heffner T., 1978. Fortran program for lateral tracing of time-stratigraphic units based on faunal assemblage zones, *Computers & Geosciences*, 4(3), 313—318.
3. Sneath P. H. A., 1975a. Quantitative method for lateral tracing of sedimentary units, *Computers & Geosciences*, 1(3), 215—220.
4. Sneath P. H. A., 1975b. Clarification on a quantitative stratigraphic correlation technique, *Computers & Geosciences*, 1(4), 353—354.

СВОЙСТВА СВОДНЫХ РАЗРЕЗОВ, ПОСТРОЕННЫХ С ПОМОЩЬЮ МЕТОДА НАИМЕНЬШИХ КВАДРАТОВ

Мишель Э. Хон

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Построение сводного разреза с помощью метода наименьших квадратов значительно ближе по своему характеру к упорядочиванию на интервальной шкале, чем к вероятностным методам анализа временных рядов. При большом числе разрезов, таксонов и проб внутри разрезов представляется одинаково полезным построение интервальных или порядковых шкал, которые могут быть одинаково полезными и могут дать эквивалентные результаты; при этом основное требование заключается в том, что события должны быть расположены в пространстве ближе, чем хотелось бы в принимаемом стратиграфическом решении.

События — это появления или исчезновения таксонов, которые в стратиграфической колонке могут быть рассеяны неравномерно в связи со вспышками таксономического разнообразия. Аналогично не все

разрезы характеризуются одной и той же скоростью осадконакопления или же обладают одинаковыми шансами быть опробованными. Процедура, применяемая при построении сводного разреза на интервальной шкале, представляет собой механизм для выявления пристрастности в распределении событий, исключающий рассмотрение большого числа двумерных графиков разрезов или сводных разрезов. Первой главной компонентой является сводный разрез в виде собственного вектора, который характеризует приближенное решение, а менее важные компоненты выявляют основные отклонения от главных направлений тренда и предусматривают кусочное приближение. Некоторые предложения, связанные с этим способом приближения, описаны в статистической литературе.

ВВЕДЕНИЕ

Применение количественных методов в биостратиграфии сосредоточено на двух вопросах: выявление комплексных фациальных зон и построение сводных разрезов. В связи с разнообразием методов для этого можно использовать как количественные, так и качественные данные. Шоу [11] для создания сводных разрезов предложил подход, использующий уравнение регрессии, построенное по методу наименьших квадратов. Хон [8] усовершенствовал метод Шоу путем применения метода главных компонент. Метод Хона, хотя и сохраняет в качестве критерия метод наименьших квадратов, вычисляет характеристики сводного разреза по всем наблюдаемым разрезам одновременно, тогда как метод Шоу использует попарное сравнение.

Решение с помощью метода главных компонент требует оценки недостающих значений в исходном наборе данных. Недостающие значения появляются в связи с тем, что не все события — верхние и нижние границы диапазонов ископаемых таксонов — наблюдаются во всех разрезах. Кроме того, в имеющемся наборе данных некоторые разрезы могут представлять более ограниченный стратиграфический диапазон по сравнению с другими разрезами. В многомерном анализе существуют способы оценки недостающих значений, которые используют множественную регрессию [2] или метод главных компонент [3] как часть оценочной процедуры. К сожалению, эти методы могут оказаться чувствительными к систематическим пропускам значений в стратиграфических данных. Таким образом, введение недостающих составляющих в решение биостратиграфических задач требует специфических алгоритмов. Упрощенный метод оценки был предложен Хоном в 1978 г. [8]; в данной работе рассмотрен его переработанный вариант.

В данной статье также рассматриваются вопросы, ранее не затронутые Хоном, такие, как дифференциальные скорости осадконакопления в разрезах, пристрастное опробование, а также соотношения с другими методами. Учет эффектов осадконакоп-

ления и опробования может привести к созданию усложненных методов построения сводных разрезов и улучшить стратиграфические решения.

ПРОЦЕДУРА

Усовершенствованный алгоритм решения, основанного на методе главных компонент, был запрограммирован с использованием системы статистического анализа (САС), разработанной Барром и др. [1]. Вкратце эта процедура сводится к следующему:

1. При вводе данных с использованием САС не употребляется обозначение недостающих значений до полной остановки (.). В течение всего процесса вычислений события называются «наблюдениями», а разрезы — «переменными». Имеющиеся в наличии значения можно центрировать для каждого разреза, т. е. привести к нулевому среднему и выразить в масштабе постоянного стандартного отклонения.

2. Вычисляется корреляционная матрица (CORR) между двумя разрезами; процедура вычисления CORR системы САС использует для определения коэффициентов корреляции все имеющиеся в наличии данные. Эти коэффициенты соответствуют двум переменным и вычисляются по результатам наблюдений, состоящим из значений обеих переменных.

3. В САС входит процедура MATRIX, предназначенная для нахождения собственных векторов (E) и собственных значений, а также средних значений (MEAN(I, J)) разреза I, сравниваемого с размером J, и стандартных отклонений (SD(I, J)) для разреза I, сравниваемого с разрезом J. Следует отметить, что вообще $MEAN(I, J) \neq MEAN(J, I)$ и $SD(I, J) \neq SD(J, I)$. I, J при среднем MEAN означает средний стратиграфический уровень разреза I по наблюдениям в обоих разрезах I и J. В связи с тем, что операция MATRIX воспринимает недостающие значения как нули, их следует обозначить каким-либо большим числом, например 10^8 .

4. Пусть имеется M разрезов. Для каждой нижней границы диапазона разреза I, недостающего в разрезе J, просматриваются все разрезы K, где K принимает значения от 1 до M и $K \neq J$, с целью нахождения наименьшего значения величины $(X(I, K) - MEAN(K, J))/SD(K, J) \cdot E(K, I)$, где $X(I, K)$ — характеристика события I в разрезе K, $K=1, \dots, M$. Характеристика разреза K не является недостающей, а $E(K, I)$ — факторная нагрузка разреза K из первой главной компоненты. Применение вычисленных средних и стандартных отклонений для каждой пары сравниваемых разрезов дает возможность перемещать их соответствующим образом относительно друг друга. Эта процедура позволяет оценить недостающие значения в таких ситуа-

циях, когда заданная пара разрезов представляет различные, но перекрывающиеся стратиграфические диапазоны. После того как найдено минимальное значение (MIN), вычисляется недостающее значение $X(I, J)$ по следующей формуле: $MEAN(J, K) + +MIN/(SD(J, K) \cdot E(J, 1))$.

5. Для верхних границ диапазонов процедура остается той же самой, но вычисляются максимальные значения, а не минимальные, как это делалось ранее. Эта процедура отличается от

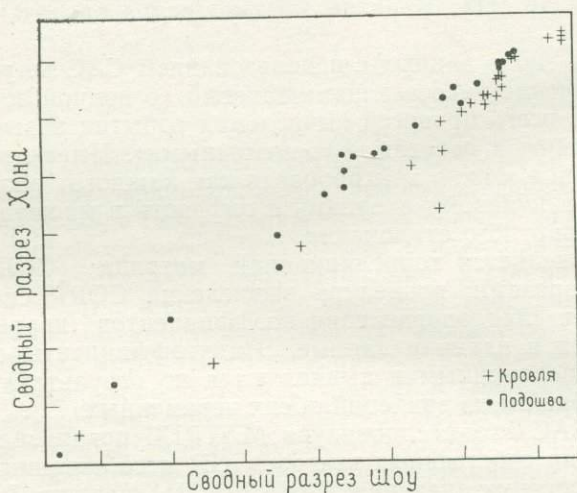


Рис. 1. Сравнение сводного разреза Шоу [11] с разрезом, полученным по алгоритму, основанному на методе главных компонент.

процедуры Хона [8] за счет различия между верхним и нижним пределами диапазона в оценочном процессе.

6. Вычисление сводной величины $X \cdot E1$, где $E1$ — первый столбец E .

Результат применения этого алгоритма к данным Хона [8] сравнивался со сводным стандартным разрезом Шоу [11], что отражено в табл. 1 и на рис. 1. В общем нижние границы диапазонов оценивались выше, чем в сводном разрезе Шоу, а верхние, наоборот, ниже. Эти расхождения, возможно, связаны с тем, что процедура Шоу представляет собой попытку сгладить эффект от сбора образцов по склону в изучавшихся диапазонах.

ДРУГИЕ МЕТОДЫ: КОМПЛЕКСНЫЕ ФАУНИСТИЧЕСКИЕ ЗОНЫ

Хазель [6, 7] предлагает для описания комплексных зон в биостратиграфии использовать многомерные статистические характеристики. Хотя получаемый при этом результат и отлича-

Таблица 1. Характеристики событий по методу первой главной компоненты

Таксон	Событие	Характеристика
<i>Aphelaspis walcotti</i>	T	0,369
	B	0,275
<i>Labiostria conveximarginata</i>	T	0,384
	B	0,315
<i>Coosia</i> cf. <i>C. albertensis</i>	T	0,222
	B	0,195
<i>Kingstonia pontocensis</i>	T	0,136
	B	-0,036
<i>Maryvillia</i> cf. <i>M. ariston</i>	T	0,228
	B	0,160
<i>Pseudagnostus?</i> <i>nordicus</i>	T	0,160
	B	-0,040
<i>Tricrepecephalus coria</i>	T	0,195
	B	-0,036
<i>Llanaspis peculiaris</i>	T	0,234
	B	0,213
<i>Crepicephalus australis</i>	T	0,111
	B	0,064
<i>Llanoaspis undulata</i>	T	0,142
	B	0,131
<i>Coosella beltensis</i>	T	-0,078
	B	-0,150
<i>Kormagnostus simplex</i>	T	-0,250
	B	-0,601
<i>Syspacheilus</i> cf. <i>S. camurus</i>	T	-0,351
	B	-0,422
<i>Raaschella ornata</i>	T	0,290
	B	0,273
<i>Cheilocephalus breviloba</i>	T	0,368
	B	0,260
<i>Meteoraspis metra</i>	T	0,072
	B	-0,018
<i>Cedarina cordillarae</i>	T	-0,757
	B	-0,823
<i>Bolaspidella burnetensis</i>	T	-1,006
	B	-1,070
<i>Angulotreta triangularis</i>	T	0,356
	B	0,304
<i>Dictyonina perforata</i>	T	0,295
	B	0,278
Spicule B	T	0,162
	B	-0,173
<i>Opisthotreta depressa</i>	T	0,168
	B	-0,092
<i>Diaphora</i> sp.	T	0,114
	B	-0,070
<i>Kingsabia variegata</i>	T	-0,037
	B	-0,310
<i>Paterina</i> sp.	T	-0,186
	B	-0,332

T — верхняя граница события, B — нижняя граница события.

ется от результатов стандартных методов построения сводных разрезов, подход, основанный на зонах, так же как и метод главных компонент, учитывает многомерные статистические характеристики. Весьма поучительно продолжить сравнения для того, чтобы прояснить некоторые вычислительные аспекты и выявить ситуации, в которых оба метода могут дать сходные результаты.

Оба подхода используют один и тот же тип данных, собранных в любом месте и записанных в виде присутствия или отсутствия таксонов на заданном уровне стратиграфической колонки. В качестве «места» можно рассматривать скважину. Наблюдение состава комплексов ископаемой фауны можно проводить по непрерывным пересечениям в обнажениях или в скважинах, причем неравномерность распределения фауны и ее количество дают возможность при относительно небольшом числе дискретных проб, представляющих главную информацию, выявить верхний и нижний пределы распространенности.

Следующая процедура изучения диапазонов [6] заключается в дискретном представлении данных о непрерывных диапазонах ископаемой фауны. Таблицу можно сократить путем устранения проб, в которых не наблюдается верхняя или нижняя граница диапазона, причем это сокращение не влечет за собой существенной потери информации, требуемой для последующего анализа. Следует отметить, что эта процедура является не только оправданной, но и необходимой, если изменчивость палеофаций и литологических характеристик в процессе опробования уменьшена.

При построении сводных стандартных разрезов вместо таблицы, содержащей данные о присутствии или отсутствии таксонов в пробах в зависимости от событий, наблюдаемых в разрезах, используется ранговое упорядочивание проб. Как отмечалось в работе Шоу [11], в последовательных вычислениях разрезы рассматриваются как переменные, которые можно растянуть, сжать и переместить относительно друг друга. В методах Шоу [11] и Эдвардс и Бивера [4] стратиграфический уровень играет роль внутренне присущего анализу свойства. Комплексные фаунистические зоны при этом можно изобразить с помощью указания положения верхнего и нижнего пределов диапазонов на сводном разрезе. Отдельные разрезы можно расчленить на зоны путем нанесения на график сводного и изучаемого разрезов с последующим оцениванием или вычислением линии наилучшего приближения и проецированием границ сводного разреза на эту линию. Построение сводного стандартного разреза с помощью метода главных компонент можно рассматривать как способ, параллельный традиционным стратиграфическим методам. Сводные разрезы критикуются Хазелем [7], хотя необходимость их построения вызвана требованием получения надежной корреляции новых разрезов. Если сводный разрез не обла-

дает геологической информацией, то графическое сопоставление сводного и нового разрезов будет характеризоваться значительным разбросом относительно линии наилучшего приближения. Естественно, что комплексные фаунистические зоны являются предметом такой же проверки; дополнение новых данных, т. е. новых комплексов, не должно менять контуры развития зон.

При выделении комплексных фаунистических зон с помощью кластерного анализа [6] или метода главных компонент [7], совместное нахождение таксонов является присущим анализу свойством. По схеме совместного нахождения можно частично восстановить последовательность расположения проб в данном разрезе. Однако истинное расположение проб, т. е. стратиграфические уровни опробования и, следовательно, верхние и нижние пределы диапазонов, остается независимым от проводимых вычислений.

Используемые при выявлении фаунистической зональности данные помимо стратиграфических характеристик могут содержать и географические характеристики. В действительности необработанные исходные данные, используемые для вычисления характеристик сходства, не содержат подробной информации о распределении отдельных проб по разрезам. В связи с этим упорядоченные последовательности таксонов или проб могут отражать наряду со стратиграфическими зависимостями зависимости географические. Эта особенность может оказаться полезной в том случае, если географический диапазон комплексной фаунистической зоны представляет интерес. Сводный стандартный разрез не содержит информации о географических зависимостях, так как процедура оценки недостающих значений устраняет сведения о географических особенностях.

СВОЙСТВА СВОДНОГО РАЗРЕЗА

Преимущество решения с помощью метода главных компонент заключается в том, что в нем используются дисперсии и ковариации между разрезами, а не между событиями или таксонами. В результате нередко приходится иметь дело с нахождением собственных векторов невысокого порядка [8].

Один из возможных недостатков — это необходимость оценивать недостающие значения. Однако, как уже отмечалось ранее, это может оказаться преимуществом, ослабляющим воздействие палеофациальных условий на результаты опробования.

В связи с тем, что сводный стандартный разрез определяет порядок событий, с ним можно непосредственно сравнивать новые разрезы. При этом для определения комплексных фаунистических зон можно использовать метод главных компонент, дающий стратиграфически осмысленный порядок таксонов, особенно если географическое воздействие и эффект опробования мини-

мальны, а первая главная компонента учитывает большую часть общей изменчивости. Ранжирование не отражает относительного стратиграфического положения нижнего и верхнего пределов диапазонов. Следовательно, упорядоченную комплексную фаунистическую зону нельзя представить как сводный разрез, хотя сходство результатов по этой зоне со средними точками диапазонов сводного разреза должно быть существенным.

Статистические характеристики сводного разреза дают возможность оценить его точность, а также отклонения от него изучаемых событий. Первое собственное значение характеризует долю общей изменчивости, учтенной сводным разрезом. Однако это число следует использовать осторожно, так как статистическая корреляция может оказаться высокой за счет того, что верхние пределы диапазонов должны обязательно наблюдаться выше нижних пределов. Проверка значимости собственных значений и коэффициентов корреляции в данной ситуации незаконна [8], за исключением случая, когда данные ограничены или верхним, или нижним пределами диапазона.

Несмотря на ограничения, налагаемые на критерии, с помощью метода главных компонент можно выявить разрезы, характеризующиеся значительным вкладом в упорядочивание, а также разрезы с наибольшим отклонением. Анализ шести разрезов, описанных Палмером [10] и использованных Шоу [11], показал, что все они, судя по первой главной компоненте, обладают приблизительно одинаковыми весами (табл. 2), хотя раз-

Таблица 2. Факторные нагрузки на главные компоненты для шести разрезов

Разрез	Собственный вектор					
	1	2	3	4	5	6
1	0,38	0,80	-0,17	-0,06	0,23	-0,36
2	0,40	-0,45	-0,30	-0,59	-0,15	-0,42
3	0,42	0,01	-0,50	-0,02	0,08	0,75
4	0,42	-0,30	0,46	0,10	0,72	0,00
5	0,41	0,19	0,63	-0,21	-0,54	0,24
6	0,41	-0,19	-0,14	0,77	-0,33	-0,27
Собственные значения	5,39	0,34	0,17	0,10	0,00	-0,02

резы 3 и 4 характеризуются максимальными, а разрез 1 минимальными вкладами в сводный разрез. Значения факторных нагрузок для главных компонент со второй по шестую (табл. 2) выявляют разрезы, отличающиеся от сводного, или же аналогично отличающиеся группы разрезов. С целью получения дополнительных сведений при интерпретации результаты анализа факторных нагрузок, как это делалось в методе главных компо-

нент, можно представить графически (рис. 2). Выявление разрезов, которые плохо согласуются со сводным разрезом, может потребовать дополнительного опробования и анализа возможных ошибок в наблюдаемых диапазонах или установления систематических ошибок. Например, фациальные изменения, наблюдаемые при пересечении бассейна осадконакопления, могут указывать на ограниченные диапазоны распространения ископаемых организмов в некотором подмножестве точек. При этом метод главных компонент дает возможность выявить группы точек, представляющие такие разрезы. Ограниченные пределы диапазонов можно установить графически, сопоставляя их со сводным разрезом. Если разрезов много, то такая процедура устраняет необходимость графического сопоставления каждого разреза со сводным при оценке степени их сходства и выявлении источников ошибок.

РАЗЛИЧНЫЕ СКОРОСТИ ОСАДКОНАКОПЛЕНИЯ

Различие в скоростях осадконакопления для пары разрезов учитывается с помощью выбора масштаба для каждого из них. Шоу [11] показал графически результаты изменения скоростей осадконакопления внутри отдельных разрезов. Построение сводного стандартного разреза с помощью описанного выше метода не рассматривает такие изменения, выражающиеся в уменьшении мощности. Однако путем построения графиков, отражающих соотношение индивидуальных разрезов и сводного, можно выявить систематические отклонения, характеризующие замедленное осадконакопление или его перерывы. При этом основная трудность заключается в разделении систематических ошибок и ошибок опробования, а также в использовании информации, снятой с графиков с целью усовершенствования сводного разреза.

Если положение пробелов в разрезе можно определить, то данные можно изобразить в виде ломаной линии, каждый отрезок которой представляет стратиграфический интервал с постоянной скоростью осадконакопления в пределах данного разреза. Полученный сводный разрез будет характеризоваться различ-

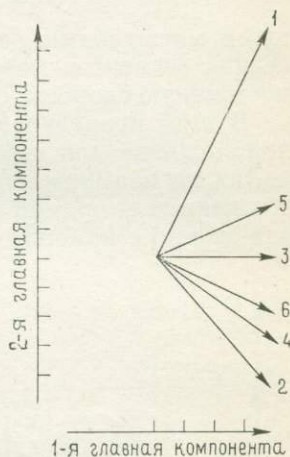


Рис. 2. Факторные нагрузки шести стратиграфических разрезов для двух первых главных компонент. Разрезы пронумерованы так: 1 — Джеймс-Ривер; 2 — Литтл-Плано-Ривер; 3 — Морган-Крик; 4 — Понтото; 5 — Стритер; 6 — Тредгилл-Крик.

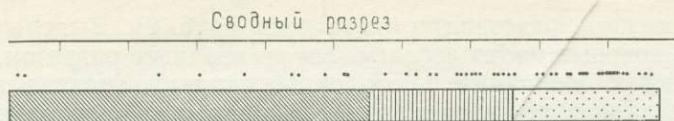


Рис. 3. Расположение событий на сводном разрезе, разделение которого на отрезки дает три последовательности событий, обозначенные различными знаками.

ными масштабами для отдельных сегментов, но масштабы соседних сегментов могут быть связаны через разрезы, имеющие постоянную скорость осадконакопления.

В этой процедуре обязательный первый шаг — это кусочное приближение для сводного разреза. Оно должно разделять события на подмножества, характеризующиеся оптимальным приближением к прямой линии. Проверить выполнение этого условия можно с помощью так называемого F-критерия, который

представляет собой отношение между суммами квадратов для закономерной и случайной изменчивости. Метод, описанный Мак-Ги и Карletonом [9], использует алгоритм кластерного анализа для групп точек, описываемых общим уравнением регрессии. Хокинс и тен Круден [5] опубликовали алгоритм разделения упорядоченного множества точек на группы с однородной дисперсией и ковариацией. Применяя этот алгоритм к данной задаче, можно упорядочить точки; для этой цели можно использовать первую главную компоненту. Алгоритм Хокинса и тен Крудена [5] при проверке качества приближения рассматривает дисперсию и ковариацию, тогда как в случае кусочного приближения для сводного разреза используются

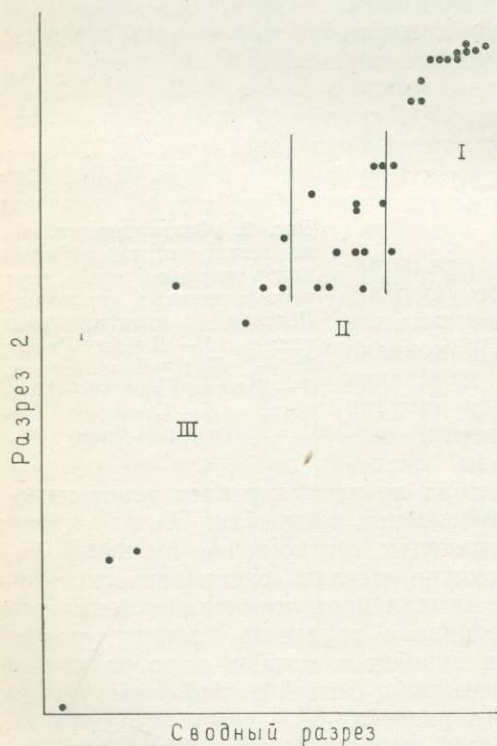


Рис. 4. Точечная диаграмма разреза 2 относительно сводного разреза. Линиями разделены три области, соответствующие отрезкам на рис. 3.

только ковариации между сегментами. Однако неоднородность будет свидетельствовать о том, что некоторые части набора данных характеризуются недостаточным опробованием.

Для демонстрации алгоритма использовались наблюдаемые и вычисленные данные по шести описанным выше разрезам, причем вычисления производились по одному из вариантов метода Хона [8]. Программа ввода включает максимальное число сегментов для приближения и минимальное число точек, приходящихся на сегмент; в данном случае мы рассматриваем всего три сегмента.

Трехсегментное приближение дает результаты, которые согласуются с распределением событий в сводном разрезе (рис. 3) и с двумерным графиком для изучаемого и сводного разрезов (рис. 4). Сегменты I и II характеризуются сходной плотностью событий на сводном разрезе, тогда как отрезок III явно недостаточно опробован. Из всех трех сегментов хуже всего согласуется со сводным разрезом сегмент II (рис. 4). Применение метода главных компонент отдельно к данным каждого сегмента показало, что для сегментов I и III существует единственное большое собственное значение (рис. 5). Средний же сегмент не обладает единственным большим собственным значением; действительно, ни одна из двух первых главных компонент не обладает положительными значениями факторных нагрузок для всех разрезов одновременно (рис. 6). Отсюда следует, что интервал, представленный этим сегментом, не адекватен сводному разрезу.

РАНЖИРОВАНИЕ

Преимущества стандартного сводного разреза, построенного на непрерывной шкале, заключаются в том, что он позволяет производить сравнения с помощью простого ранжирования со-

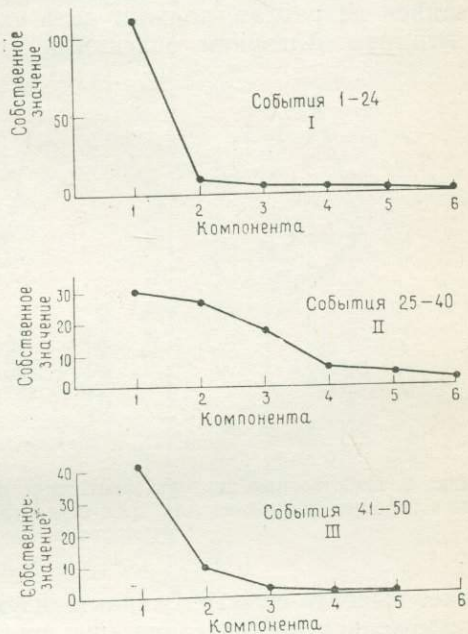


Рис. 5. Собственные значения, вычисленные по главным компонентам для трех отрезков сводного разреза.

бытий, а также в том, что меры отклонений можно вычислить непосредственно по результатам, причем прерывистость событий может выявить интервалы с недостаточным опробованием. Если стратиграфический интервал характеризует время однородного разнообразия и разнообразие достаточно отчетливое, чтобы гарантировать более дробное расчленение этого интервала, то сводный разрез, построенный по глубинам, и разрез, базирующийся на рангах, должны дать сходные стратиграфические результаты. Алгоритм, описанный Эдвардс и Бивером [4], позво-

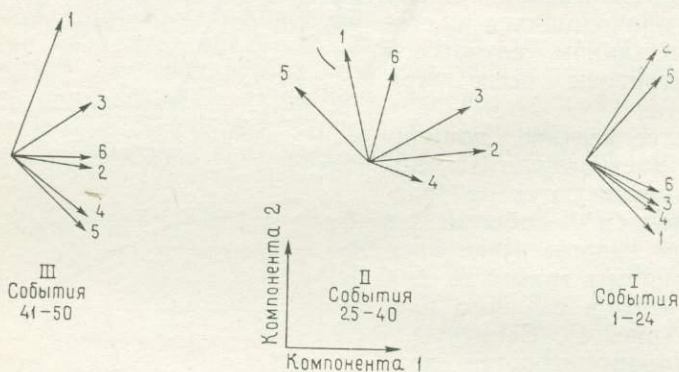


Рис. 6. Собственные векторы факторных нагрузок шести разрезов двух первых главных компонент для трех отрезков. В сводном разрезе события пронумерованы сверху вниз.

ляет выявить события, характеризующиеся противоречивым расположением относительно друг друга; интервал, содержащий несколько таких событий, может соответствовать времени быстрых изменений условий осадконакопления с обратными соотношениями в фауне или времени медленного осадконакопления. В любом случае результатом будет большое число событий на единицу породы.

Сводный разрез, который использовался в предыдущем разделе, удобно использовать для попарных сравнений результатов ранжирования Эдвардс и Бивера [4] в том смысле, что события с неясно выраженным порядком обладают сходными отметками на главной компоненте (рис. 7). Для заимствованных из упомянутой статьи результатов парных сравнений скобками обозначены группы событий, рассматриваемые как имеющие сходное относительное расположение, т. е. расположенные плотно. Следует отметить, что события низшего порядка обычно попадают внутрь второй зоны, выделенной с помощью процедуры разделения на сегменты. Тот факт, что приблизительно половина событий, рассматриваемых Эдвардс и Бивером [4], попадает

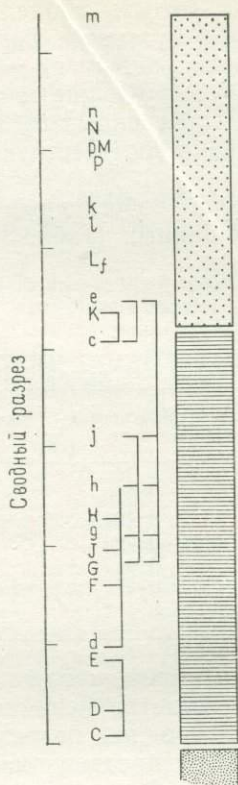


Рис. 7. Диаграмма сопоставления отобранных событий, изученных Эдвардс и Бивером [4] и нанесенных на сводный разрез Хона, и результатов разделения с помощью модели попарного сравнения.

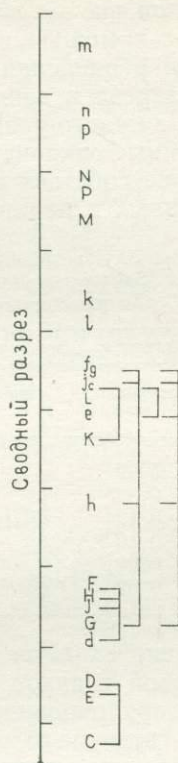


Рис. 8. Диаграмма отобранных событий, нанесенных на сводный разрез, построенный по ранжированным данным.

в эту зону необоснованных границ диапазонов, можно объяснить плохим соответствием между их результатами и сводным разрезом Шоу [11].

Конкретный выбор между двумя видами сводных разрезов можно провести на основе имеющейся программы для ЭВМ. Если значения глубины в каждом разрезе заменить рангами событий, то применение метода главных компонент будет представлять собой альтернативу подходу Эдвардс и Бивера [4],

основанному на попарных сравнениях. Хотя этот метод может частично утратить статистическую строгость модели парных сравнений, он все же дает полезные результаты. Такой подход позволяет с помощью вычислений, основанных на абсолютных глубинах, и разделения данных на участвующие в построении сводного разреза и дополнительных собственных векторов, оценить вклад каждого разреза в сводный и соответствующие вклады в случайные отклонения.

Сравнение собственных значений и собственных векторов ранжированных и неранжированных данных (табл. 3) характе-

Таблица 3. Собственные значения и первый собственный вектор факторных нагрузок метода главных компонент для ранжированных и неранжированных данных

	Собственные значения		Первый собственный фактор		
	неранжирован- ные	ранжирован- ные		неранжирован- ные	ранжирован- ные
1	5,39	5,46	1	0,379	0,390
2	0,34	0,33	2	0,404	0,396
3	0,17	0,13	3	0,423	0,420
4	0,10	0,07	4	0,415	0,418
5	0,00	0,06	5	0,412	0,411
6	0,02	0,05	6	0,414	0,413

ризует степень сходства. В частности, порядок важности переменных первой главной компоненты остается неизменным. Более того, упорядочивание событий на сводном разрезе (рис. 8) дает результаты, мало отличающиеся от предыдущих (рис. 7). Заметим, что метод ранжирования событий с помощью главных компонент не требует громоздких вычислений.

Эта работа опубликована с разрешения руководства Геолого-экономической службы Западной Виргинии.

ЛИТЕРАТУРА

1. Barr A. J., Goodnight J. H., Sall J. P., Helwig J. T., 1976. A User's Guide to SAS 76, SAS Institute, Raleigh, North Carolina, 329 pp.
2. Buck S. F., 1960. A method of estimation of missing values in multivariate data suitable for use with an electronic computer, Jour. Roy. Stat. Soc. Ser. B, 22(2), 302—307.
3. Dear R. E., 1959. A Principal-component Missing-data Method for Multiple Regression Models, SP-86, System Development Corporation, Santa Monica, California.
4. Edwards L. E., Beaver R. J., 1978. The use of a paired comparison model in ordering stratigraphic events, Jour. Math. Geology, 10(3), 261—272.
5. Hawkins D. M., ten Krooden J. A., 1979. Zonation of sequences of heteroscedastic multivariate data, Computers & Geosciences, 5(2), 189—194.
6. Hazel J. E., 1970. Binary coefficients and clustering biostratigraphy, Geol. Soc. Amer. Bull., 81(11), 3237—3252.

7. Hazel J. E., 1977. Use of certain multivariate and other techniques in assemblage zonal biostratigraphy: examples utilizing Cambrian, Cretaceous, and Tertiary benthic invertebrates, in Kauffman E. G., Hazel J. E., eds., Concepts and Methods of Biostratigraphy, Dowdon, Hutchison and Ross, Stroudsburg, Pennsylvania, pp. 187—212.
8. Hohn M. E., 1978. Stratigraphic correlation by principal components: Effects of missing data, Jour. Geol., 86(4), 524—532.
9. McGee V. E., Carleton W. T., 1970. Piecewise regression, Jour. Amer. Stat. Assoc., 65(33), 1109—1124.
10. Palmer A. R., 1955. The faunas of the Riley Formation in central Texas, Jour. Paleontol., 28(6), 709—786.
11. Shaw A. B., 1964. Time in Stratigraphy, McGraw-Hill Book Co., New York, 365 pp.

МОДЕЛИ КАИНОЗОЙСКОЙ СТРАТИГРАФИИ ПО ФАУНЕ ФОРАМИНИФЕР СЕВЕРО-ЗАПАДНОЙ КОНТИНЕНТАЛЬНОЙ ОКРАИНЫ АТЛАНТИКИ

Ф. М. Градштейн, Ф. П. Агтерберг

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Стратиграфические события, определенные по последнему и первому появлениям остатков ископаемых организмов в группе скважин или естественных разрезов, можно упорядочить в виде оптимальной последовательности. В статистической модели, использующей относительное положение событий, наиболее правдоподобная последовательность — это некоторое «среднее» из всех учтенных относительных положений. В качестве оценки среднего расстояния между последовательными событиями в оптимальной последовательности использовалась частота пересечений событий в коррелируемых разрезах. Группировка событий осуществлялась на основе оценок расстояний между ними, что дало результаты, сходные с результатами, полученными на основе комплексно-зонального подхода в биостратиграфии. Для построения зональности распространения кайнозойских бентосных и планктонных фораминифер (206 таксонов), зафиксированных в 22 скважинах атлантической континентальной окраины Канады между 43 и 60° с. ш., была использована статистическая модель. В результате были получены северная и южная оптимальная последовательности, насчитывающие 41 и 60 таксонов соответственно, из которых 14 являются общими. Южная последовательность содержит 32 вида, главным образом эоценовых и миоценовых планктонных фораминифер, а северная — шесть эоценовых видов. Это различие является следствием так называемой постсреднеэоценовой неоднородности водных масс в зависимости от широты и наклона различных участков постэоценовой континентальной окраины.

Северная и южная «оптимальные» зональности содержат до девяти групп видов фораминифер палеоэоценового — плиоцен-плейстоценового возраста. При этом нарушение стратиграфического порядка в

F. M. Gradstein. Geological Survey of Canada, P. O. Box 1006, Dartmouth, N. S., Canada. *F. P. Agterberg.* Geological Survey of Canada, 601 Booth St., Ottawa, Ontario, Canada.

расположении таксонов в группах весьма незначительно. Различающаяся в зависимости от широты 9-членная «оптимальная» зональность привязана к условной биостратиграфической схеме, которая насчитывает от семи (северная площадь) до 12 (южная площадь) следующих один за другим фаунистических комплексов. Эта комбинированная схема оказалась весьма полезным «оптимальным» вариантом кайнозойской биостратиграфии для средних и высоких широт континентальной окраины северо-западной части Атлантического океана.

ВВЕДЕНИЕ

Стратиграфия, подобно подавляющему большинству геологических наук, по своей сущности является наукой эмпирической, в основе которой лежит массив организованных, накопленных результатов наблюдений. При этом учитываются два основных положения:

- 1) время необратимо (направленно);
- 2) события с их пространственными и временными соотношениями как бы замерли в земной летописи.

Реконструкция правдоподобной последовательности конкретных событий с учетом их географического распространения, а также положения в пределах геологической шкалы времени (абстрактное) дает схему, называемую геологической историей Земли. Следует отметить, что существует множество разнообразных категорий событий, имеющих конкретные свойства и значение в геологической истории. Такие категории образуют системы, примерами которых могут служить литостратиграфия, магнитостратиграфия и биостратиграфия, а соответствующие правила для них приведены в Международном стратиграфическом путеводителе (Международная подкомиссия по стратиграфической классификации [42]).

В основе биостратиграфии лежат свойства палеонтологической летописи. Последняя включает для ископаемого таксона первое появление, диапазон, пик распространения и последнее появление, т. е. такие палеонтологические события, которые являются результатами непрерывных эволюционных тенденций жизни Земли. Эти события отличаются от физических событий тем, что они уникальны, неповторимы и их порядок необратим.

Палеонтологическая корреляция зависит от результатов сравнения распространенности сходных ископаемых организмов в регионах или между регионами, которые нередко представляются как палеонтологическая зональность. Мы полагаем, что корреляционные линии, установленные с помощью корреляции зон для некоторой площади, соответствуют линиям времени.

Частично под влиянием палеомагнитной обратной шкалы, которая позволяет проводить изохронную корреляцию для конкретных горизонтов, в нашей работе основные усилия были сосредоточены на построении детальных последовательностей по данным об ископаемых организмах, в частности о морском

планктоне. Эти построения базируются на данных о первом и последнем появлениях в океанических и континентальных разрезах (FAD — First Appearance Datum и LAD — Last Appearance Datum [11]). Теоретически это обеспечивает более или менее надежную корреляцию во времени.

Если число коррелируемых событий или зон, отражающих краткие отрезки времени, возрастает, то ошибка во времени становится значительной. К сожалению, палеонтологическая корреляция связана с большой изменчивостью, которая плохо поддается количественной оценке. К переменным факторам, влияющим на точность корреляции во времени и представляющим собой функцию как персонального воздействия, так и собственно палеонтологических и биологических характеристик, относятся:

- а) опробование и частота появления ископаемого таксона;
- б) надежность таксономической идентификации;
- в) влияние фаций (изменений) на стратиграфический диапазон ископаемых организмов;
- г) различная скорость эволюции таксонов в разных частях мира.

Тщательность и совершенствование полевых и лабораторных методов приводят к более объективным биостратиграфическим выводам и лучшему пониманию существующих ограничений. Эти методы включают:

- 1) применение множественных корреляционных критериев;
- 2) повторение опробования, а также таксономических и стратиграфических процедур различными исполнителями;
- 3) количественное представление условного стратиграфического анализа;
- 4) количественную таксономию.

Следует отметить, что для каждого из упомянутых четырех методов накопились значительные массивы информации. Рассмотрим несколько взятых наудачу микропалеонтологических исследований. Захариассе и др. [67] уделяют большое внимание повторению опробования и методам множественной корреляции с особым упором на статистическую оценку ошибок. В статьях Кубитта [16], Хазеля [37], Хейя и Соутамы [36], опубликованных в журнале «ЭВМ и науки о Земле», а также в работе Брауэра и Бурро [15] рассмотрено количественное представление биостратиграфической интерпретации с помощью как простых, так и сложных методов. Обзор о потенциальных возможностях и задачах количественной таксономии сделан Скоттом [54].

В ранних работах Шоу [56, 57] и Миллера [47] основное внимание уделялось задачам, связанным с наблюдениями, и проблемам палеонтологии и биостратиграфии по существу. Авторы предлагают простой двумерный графический способ корреляции разрезов, основанный на появлении и исчезновении таксо-

на в разрезе, с целью построения регионального сводного разреза, который объединяет локальные стратиграфические диапазоны таксонов в обобщенные диапазоны.

Сравнительно недавно внимание исследователей было сосредоточено на теоретическом математическом решении задач корреляционного типа, в которых биостратиграфические последовательности рассматриваются как случайные отклонения от истинного решения. При этом выделяются четыре источника изменчивости:

1. Оптимальная изменчивость, соответствующая выявленной правдоподобной последовательности ископаемых событий. Эта задача построения сводного разреза детально рассмотрена Хеем и его коллегами [35, 65, 36].

2. Изменчивость расстояний между ископаемыми событиями на относительной временной шкале (пространственная проблема). В условной биостратиграфии нашли широкое применение расстояния во времени между событиями или перекрытие диапазонов с целью выявления комплексных зон. В методике построения сводных разрезов расстояние между последовательными событиями является функцией относительной дисперсии каждого события в рассматриваемых разрезах. В сводном разрезе минимизируются уровни первого появления и максимизируются уровни последнего, а не используются прямые стандартные ошибки.

3. Изменчивость, обусловленная географическим распространением события, или его прослеживаемостью [23]. Связывание событий, начиная от корреляции второго до n -го порядка, от типовых разрезов до обобщения по изучаемой территории также подлежит рассмотрению, хотя оно и снижает точность пропорционально порядку.

4. Ошибка фиксирования биостратиграфических событий на шкале в разрезе скважины или в обнажении. Это ошибка в основном техническая и приведена здесь для лучшего понимания и математического выражения ошибок полевых и лабораторных методов исследования.

Выражение корреляции через вероятность, которая представляет собой число, потребует серьезного количественного рассмотрения сущности этих четырех параметров.

В этой статье мы рассматриваем построение и применение наиболее правдоподобных последовательностей и группировок, основанных на оценках относительного порядка и расстояния соседних событий. Нами использовались материалы Градштейна по кайнозойским фораминиферам, которые представляют собой данные о моментах исчезновения 206 таксонов в 22 морских скважинах на атлантической окраине Канады. Для их обработки Агтербергом была разработана на базе ЭВМ специальная статистическая система, которая дает два типа результатов:

1) оптимальную, наиболее правдоподобную последовательность моментов исчезновения на относительной временной шкале;

2) оптимальную группировку моментов исчезновения на относительной временной шкале с использованием оптимальной последовательности.

Первый метод (1) предназначен для выявления региональных корреляционных руководящих форм и помогает в оценке их стратиграфического положения, а также дает стандарт, с которым можно сравнивать отдельные (новые) последовательности. Второй метод (2) представляет собой способ аппроксимации биостратиграфических комплексных зон. В связи с тем, что в распределении ископаемых организмов выделяются провинции, соответствующее внимание было уделено определению сводных разрезов для отдельных частей изучаемого региона с использованием двух пространственно изолированных групп скважин.

Так как «вероятностная» зональность не учитывает вес тех зональных руководящих форм (большей частью планктонных ископаемых видов), которые так редко локально коррелируются, то «вероятностная» зональность сравнивалась с зональностью, полученной на субъективной основе. Схемы региональной зональности и легко выявляемая зональность планктона дополняют оптимальные смешанные группы бентосных и планктонных фораминифер. Мы не пытались определить зоны формально, а на основе региональной базы данных создали формальную зональную номенклатуру. Одним из недостатков наших данных является неопределенность нижних региональных стратиграфических границ руководящих таксонов.

В работе приведены семь снимков, сделанных на сканирующем электронном микроскопе, которые иллюстрируют мелкие прозрачные камеры и характеризуют внешнюю морфологию ключевых таксонов оптимальных групп. (Номера в каталоге Геологической службы Канады — от 64168 до 62262.)

Благодарности. В течение накопления микропалеонтологических определений по скважинам авторам были весьма полезны советы, полученные от многих коллег. В частности, весьма приятно отметить дискуссии с Берггреном (Океанографический институт, Вуде-Хол), Ламбом (Экксон, Хьюстон), Тьялсмой (Талса), Вилксом (Дартмут), а также помощь и гостеприимство Утрехтского университета в Нидерландах, который предоставил возможность изучить коллекции Батьеса и Каашитера. Авторы признательны также Национальному музею США в Вашингтоне, где они изучили коллекции Кашмана, а также Франку Томасу (Дартмут), который сделал ряд снимков на сканирующем электронном микроскопе и оказывал различную техническую помощь.

Мы благодарны Джиму Брауэру и Биллу Бурро (университет в Сиракузах, США), Дёвену (Дартмут), Другеру (Утрехтский университет) и Люси Е. Эдвардс (Рестон) за полезные дискуссии, связанные с разработкой и внедрением в практику используемой методологии. Техническую помощь оказали Луис Нель (Оттава), Арт Джексон, а также Грант, Кук, Ши и Джонстон (Дартмут).

ЗАЧЕМ НУЖНА «ВЕРОЯТНОСТНАЯ» БИОСТРАТИГРАФИЯ?

Хорошо известно, что последовательности первых и последних появлений видов планктонных фораминифер в морских кайнозойских отложениях открытого бассейна в районах низких широт мира весьма стабильны. Поэтому выявление стандартной зональности планктона позволяет выделить от 30 до 45 стратиграфических зон, приходящихся на интервал времени 65×10^6 лет [13, 52, 7, 58]. Хотя некоторые кайнозойские таксоны являются типичными только для средних широт, отсутствие многих низкоширотных форм, а также увеличенные стратиграфические диапазоны среднеширотных таксонов дают основу для стратиграфического вывода об уменьшении их численности в полосе низких широт. В высоких широтах (65° с. ш. и ю. ш.) фактическое отсутствие таксонов планктонных фораминифер делает построение стандартной зональности невозможным.

Континентальная окраина северо-западной части Атлантического океана, примыкающая к побережью восточной Канады, простирается от средних до высоких широт (севернее 42° с. ш.), и, хотя в ранне- и среднеэоценовое время отмечались временные вторжения таксонов низких широт в северные области, наблюдается значительное общее снижение числа полезных для биостратиграфии кайнозойских планктонных видов (судя по имеющимся данным, от 75 до 30). Это наблюдается от шельфа Новой Шотландии до Большой Ньюфаундлендской банки и шельфа Лабрадора. Изменения фациальных условий в период от олигоцена до неогена от глубоководных в открытом морском бассейне до средне- и мелководных также сократили число таксонов, наблюдаемых в более молодых кайнозойских разрезах [28, 31].

Вследствие этого построение зональности планктона применимо главным образом к южной части Большой Ньюфаундлендской банки и шельфу Новой Шотландии, где выделено 12 зон на основании видов стандартной зональности, которая в локальном отношении не является редкой и имеет для корреляции практическое значение. Аналогично на севере Большой Ньюфаундлендской банки и шельфе Лабрадора планктон кайнозойской осадочной толщи можно разделить на 7 групп, региональное применение которых ограничено, но зональные руководящие

формы и связанные с ними виды планктона улучшают градуировку хроностратиграфических бентосных зон.

Независимо от этого данные по бентосным кайнозойским фораминиферам отражают временные и пространственные тенденции в таксономическом разнообразии и в числе представителей. Разнообразие карбонатных бентосных видов и число представителей уменьшаются к северу, начиная от шельфа Новой Шотландии до Большой Ньюфаундлендской банки и шельфа Лабрадора, тогда как разнообразие раннекайнозойских агглютинирующих видов и число представителей резко возрастают на шельфе Лабрадора. Эта приуроченность бентосных форм к определенным провинциям осложнена беспорядочным географическим распределением некоторых таксонов, которое отчасти возникает как следствие опробования.

Среди агглютинирующих таксонов только дюжина из более чем 50 имеет стратиграфическое значение [30], тогда как среди сотен установленных карбонатных бентосных форм в большей степени распространены потенциально полезные для биостратиграфии или широко известные виды. Вследствие экологической чувствительности этих обитателей морского дна и больших стратиграфических диапазонов возможные фациальные изменения должны повлиять на стратиграфические диапазоны. Это явление известно как проблема общих и локальных стратиграфических диапазонов. В результате бентосная стратиграфическая корреляционная схема, основанная на исчезновении видов, образует структуру типа ткани с многочисленными мелкими и несколькими крупными шкалами перекрестной корреляции. Существенные затруднения в корреляции являются результатом неправильной идентификации, переработки или больших различий между локальными стратиграфическими диапазонами отдельных таксонов. Кроме того, некоторые корреляционные линии только пересекают часть комбинированного шельфа.

Сказанное выше приводит к некоторым ограничениям в построении региональной зональности по фауне фораминифер. Наиболее важное из еще не упомянутых факторов — это методы опробования. Только в пробах, характеризующих 30-футовые интервалы, которые обычно берутся из скважин, вместо первого появления таксона, определения его относительного диапазона, пика распространения и исчезновения удалось установить только исчезновение. Кроме того, загрязнение нижней части скважин мешает распознаванию стратиграфически отдельных бентосного или планктонного гомеоморфизмов. Из других ограничивающих факторов следует назвать нередко малое число видов и их обычную переработку в неогеновом разрезе шельфа Лабрадора.

В итоге базу данных можно охарактеризовать следующими свойствами, которые приведены ниже в порядке их важности для принятия стратиграфических решений:

1. Пробы представляют собой главным образом сечения керн, которые вынуждают использовать самую верхнюю часть стратиграфических диапазонов или последние появления (исчезновения), что ограничивает число таксонов, полезных в стратиграфическом смысле.

2. Стандартная планктонная зональность может применяться лишь ограниченно из-за географического положения исследуемой территории (средние и высокие широты) и наличия локально неблагоприятных фаций.

3. Существуют малые и большие противоречия в относительных уровнях исчезновения бентосных таксонов.

4. Нередко пробы бывают небольшими, что ограничивает возможности выявления видов, представленных малым числом особей; это усугубляет влияние фактора 3 и приводит к неустойчивой, запутанной схеме распределения некоторых таксонов.

Несмотря на ограничивающие факторы, все же можно установить зональность на основе частичной базы данных, использующей несколько таксонов. Так, Градштейн и Вильямс [29] по данным четырех скважин, пробуренных в интервале шельф Лабрадора — северная часть Большой Ньюфаундлендской банки разделили кайнозойский разрез (по бентосной фауне) на 8 интервалов. Аналогичные стратиграфические результаты были получены Градштейном (не опубликовано) по данным 9 скважин на шельфе Лабрадора и севере Большой Ньюфаундлендской банки, уточнившие зональные контуры. Некоторые из зон были выделены предварительно, и их возраст плохо определен.

Увеличение объема кайнозойской базы данных путем объединения информации по многим скважинам прояснило корреляционную схему и увеличило число хроностратиграфических опорных точек на основе распространения планктонных фораминифер. Однако это также увеличило шум в стратиграфических сигналах (факторы 3 и 4) из-за увеличения стратиграфических противоречий и географической неувязки отметок исчезновения таксонов. При попытке оптимизировать стратиграфические выводы, основанные на всех наблюдениях, которые можно использовать для выявления зональности, были разработаны «оптимальные» биостратиграфические методы исследования.

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ

Методы парных сравнений. Основа статистического подхода — это определение «совокупности» с параметрами, которые можно оценить по «выборке», взятой из этой совокупности. Для биостратиграфических событий на оси относительного времени можно определить два типа совокупностей. Модель первого типа предназначена для описания порядка появления событий и результатов применения методов, оценивающих оптимальную по-

следовательность событий из множества наблюдаемых последовательностей. Другой тип модели предназначен для описания распределения вероятностей появления событий на временной шкале. Эти распределения могут перекрываться друг другом. Сделана попытка оценить по числу наблюдаемых перекрытий расстояния между средними значениями распределений. Второй метод служит для описания группирования событий на оси относительного времени.

Практические методы, основанные на двух упомянутых статистических моделях, будут описаны в двух следующих разделах. Оптимальную последовательность, полученную с помощью первой модели, можно использовать как отправной пункт в вычислениях, необходимых для второй модели.

Предлагаемый в этой статье подход базируется на работе Хей [35] и других исследователей в области вероятностной стратиграфии, включая Уорсли и Йёргенса [65]. Хей [35] впервые поставил вопрос о выявлении «наиболее правдоподобной последовательности» стратиграфических событий. Однако может быть также полезным упорядочивание событий вдоль шкалы с переменными интервалами между ними. Допустим, например, что для двух видов микрофауны (A и B) наблюдалось их исчезновение в десяти разрезах, причем A встречен пять раз выше B и пять раз ниже. В данном случае расстояние между A и B на шкале относительного времени, скорее всего, близко к нулю, и это можно установить по ситуации, в которой одно событие определено выше другого. Для группирования событий вдоль шкалы широко используются методы парных сравнений, предложенные специалистами по математической статистике, например Дейвидом [20] и Кендаллом [44], а также специалистами по количественной психологии [63].

Статистические модели парных сравнений касаются не только задачи ранжирования объектов в соответствии с оптимальной последовательностью, но также и задачи определения положения объектов на шкале. Интересными примерами этих методов являются модель Турстона — Мостеллера, использующая гауссовское распределение, и модель Бредли — Терри, базирующаяся на логистическом распределении распространенности событий вдоль линии. Обе модели рассмотрены в работе Дейвида [20]. В модели Бредли — Терри каждый объект сравнивается со всеми другими объектами, чтобы оценить вероятность $P(A \rightarrow B)$, т. е. того, что событие A выше события B в оптимальной последовательности. Предполагается, что $P(A \rightarrow B) = 1 - P(B \rightarrow A)$, где $P(B \rightarrow A)$ — вероятность того, что в оптимальной последовательности B выше A . Дейвидсон [21] распространил эту модель на ситуацию совместных событий (связей), а Эдвардс и Бивер [24] применили метод Дейвидсона для изучения стратиграфических событий. Хотя Эдвардс и Бивер [24] отмечали, что в их задачу

не входила оценка расстояния в пространстве между событиями, их оценки вероятностей все же несут некоторую информацию об относительной близости событий на шкале относительного времени.

Вообще, применению статистических моделей для парного сравнения в вероятностной стратиграфии в значительной степени препятствуют следующие факторы. Присутствие или отсутствие стратиграфических событий в заданном интервале разреза определено природой, и стратиграфические события не могут быть подчинены статистически определенным выборочным экспериментам, нередко используемым в статистических моделях парных сравнений. Это можно проиллюстрировать следующим образом. Весьма обычная процедура при парных сравнениях заключается в опрашивании множества экспертов о расположении множества объектов попарно в соответствии с их специфическими характеристиками, например качеством. Обычно бывает возможно не только изменять число экспертов, но также попросить каждого из них провести некоторое число сравнений. В вероятностной стратиграфии вместо экспертов можно рассматривать скважины или разрезы, а вместо объектов стратиграфические события. В случае большой базы данных, например такой, какая приведена в приложении, многие события в каждой отдельной скважине отсутствуют, а это значительно влияет на частоты и пары событий. В подобной ситуации применение стандартных статистических методов парных сравнений дает не очень хорошие результаты из-за возможности большого числа пропусков. Следующая помеха заключается в том, что общая продолжительность времени для сравниваемых событий в задачах вероятностной стратиграфии обычно превышает общий диапазон характеристических особенностей, используемых для классификации объектов в экспериментах парных сравнений. В условиях модели Бредли — Терри [20] каждый объект сравнивается со всеми другими объектами. Однако при применении ее в биостратиграфии может оказаться, что события, наблюдаемые вблизи верхней части разреза, несомненно расположены выше событий в основании этого же разреза, и, следовательно, в этом случае сравнение всех событий друг с другом будет бесполезным.

В связи с вышеизложенным разработанный в этой статье подход, подобно методу Хейя [35], существенно отличается от большинства других статистических моделей парных сравнений.

Построение оптимальной последовательности. Первоначально этот метод был предложен Хеем [35] и применен в примере, приведенном в табл. 1. Этот пример будет использован как в этом разделе, так и далее для иллюстрации описанных в этой статье новых методов. В табл. 1, А имеется 9 разрезов, обозначенных от А до I, и 10 стратиграфических событий ($p=10$), про-

нумерованных от 1 до 10. Хей подсчитал, сколько раз каждое событие встречается выше или ниже других событий, и на основе этого построил упорядоченную матрицу. В этой таблице одновременным событиям приписан знак минус. Хей не учитывал одновременные события в одном и том же разрезе. Предпочти-

Таблица 1, А. Десять стратиграфических событий (от 1 до 10) в девяти разрезах (от А до I). Первое событие в каждом разрезе записано как положительное число. Отрицательными числами обозначены события, которые произошли одновременно с событиями, предшествующими им в разрезе, а положительными — события, которые отчетливо отличаются от предшествующих им событий (исходные данные см. [35]). **Б.** Кумулятивная упорядоченная матрица. Например, события 1 и 2 встречаются вместе в 7 разрезах. Они являются одновременными в разрезах А и G, в разрезе F событие 1 предшествует событию 2; в разрезах C, D, E и I событие 2 предшествует событию 1. Второй элемент первой строки получаем следующим образом: $1+2 \times 0,5=2$, а первый элемент второй строки — $4+2 \times 0,5=5$. **В.** Матрица окончательной оптимальной последовательности, в которой десять событий упорядочены так, что ни один из элементов нижней треугольной подматрицы не превышает соответствующий ему элемент в верхней подматрице

А

Разрез	Наблюдаемые события								
A	1	-2	-3	-4	-5	-6	7	8	9
B	2	-3	-7	-4	-5	-6	-10	9	
C	2	5	1	9					
D	2	1	7	5	8	9	10		
E	2	-5	1	3	7	8	4	6	9
F	1	-3	4	-5	2	7	-8	9	10
G	7	3	-4	1	-2	-5	10	-8	9
H	7	10	-1	-5	9	4			
I	2	3	-1	5	4	6	9	10	

Б

События (первоначальный порядок)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	×		$2^{1/2}$	$4^{1/2}$	$4^{1/2}$	$2^{1/2}$	4	5	8	$4^{1/2}$
2	5	×	3	3	5	3	$4^{1/2}$	5	8	$4^{1/2}$
3	$2^{1/2}$	3	×	$4^{1/2}$	4	3	$3^{1/2}$	4	6	$3^{1/2}$
4	$1^{1/2}$	3	$1^{1/2}$	×	$2^{1/2}$	3	$2^{1/2}$	3	6	$3^{1/2}$
5	$3^{1/2}$	3	2	$4^{1/2}$	×	3	$3^{1/2}$	5	9	5
6	$1^{1/2}$	1	1	1	1	×	$1^{1/2}$	1	4	$1^{1/2}$
7	2	$1^{1/2}$	$1^{1/2}$	$3^{1/2}$	$3^{1/2}$	$1^{1/2}$	×	$4^{1/2}$	7	$4^{1/2}$
8	0	0	0	1	0	1	$1^{1/2}$	×	5	$2^{1/2}$
9	0	0	0	1	0	0	0	0	×	3
10	$1^{1/2}$	$1^{1/2}$	$1^{1/2}$	$1^{1/2}$	1	$1^{1/2}$	$1^{1/2}$	$1^{1/2}$	3	×

B

События (оптимальная последовательность)

	2	1	3	5	7	4	6	8	9	10
2	×	5	3	5	4 ^{1/2}	3	3	5	8	4 ^{1/2}
1	2	×	2 ^{1/2}	4 ^{1/2}	4	4 ^{1/2}	2 ^{1/2}	8	8	4 ^{1/2}
3	3	2 ^{1/2}	×	4	3 ^{1/2}	3 ^{1/2}	3	4	6	3 ^{1/2}
5	3	3 ^{1/2}	2	×	3 ^{1/2}	4 ^{1/2}	3	5	9	5
7	1 ^{1/2}	2	1 ^{1/2}	3 ^{1/2}	×	3 ^{1/2}	1 ^{1/2}	4 ^{1/2}	7	4 ^{1/2}
4	3	1 ^{1/2}	1 ^{1/2}	2 ^{1/2}	2 ^{1/2}	×	3	3	6	3 ^{1/2}
6	1	1 ^{1/2}	1	1	1 ^{1/2}	1	×	1	4	1 ^{1/2}
8	0	0	0	0	1 ^{1/2}	1	1	×	5	2 ^{1/2}
9	0	0	0	0	0	1	0	0	×	3
10	1 ^{1/2}	1 ^{1/2}	1 ^{1/2}	1	1 ^{1/2}	1 ^{1/2}	1 ^{1/2}	1 ^{1/2}	3	×

тельно (см. также [24]) обозначать одновременные события как 0,5 по обеим сторонам диагонали матрицы, обозначенной в таблицах 1, Б и 1, В косым крестиком. Это дает кумулятивную упорядоченную матрицу таблицы 1, Б, которая отличается от исходной кумулятивной упорядоченной матрицы Хейя [35].

Если элемент A_{ij} на пересечении строки i и столбца j , расположенный выше диагонали в табл. 1, Б, больше или равен соответствующему элементу A_{ji} в нижней треугольной подматрице, то он остается неизменным. В каждой следующей строке удобно двигаться слева направо. Если $A_{ji} > A_{ij}$, то строка i заменяется на строку j , а столбец i — на столбец j . После этого все элементы строки i вновь подвергаются такой же проверке, и каждый раз, когда $A_{ji} > A_{ij}$, соответствующие строки и столбцы меняются местами. Процедура повторяется до тех пор, пока для всех элементов верхней треугольной подматрицы не будет выполнено неравенство $A_{ij} \geq A_{ji}$, где $i=1, 2, \dots, p$, $j=i+1, i+2, \dots, p$. В конце концов события будут расположены в оптимальной или наиболее правдоподобной последовательности. Однако следует помнить, что, если события сгруппированы на оси времени, этот метод может не дать правильного решения, что будет объяснено несколько позднее.

В машинном алгоритме, разработанном для этого метода, проводится последовательная проверка для элементов с номерами $j=i+1, \dots, p$ в строках с номерами $i=1, 2, \dots, p$, начиная с $j=i+1$ для строки с номером i , причем итерации проводятся для всех элементов строки. В результате обработки этим методом данных табл. 1, Б получается окончательная матрица связей, приведенная в табл. 1, В, которая является единственным решением задачи. Соответствующая оптимальная последовательность приведена в табл. 1, В.

Уорсли и Йёргенс [65] показали, что использованный здесь алгоритм не всегда приводит к оптимальной последовательности. Приведенный ими пример циклических событий показан в табл. 2. Применение этого алгоритма выявляет цикличность

Таблица 2. Пример циклических событий (исходная матрица заимствована из работы Уорсли и Йёргенса [65]). В противоположность табл. 1 алгоритм упорядочивания не приводит к оптимальной последовательности, так как исходная матрица воспроизводится после 6 итераций. Заметим, что событие *D* не участвует в цикличности (см. также рис. 1)

(a) <i>ABCD</i>	(b) <i>CBAD</i>	(c) <i>BCAD</i>	(d) <i>ACBD</i>	(e) <i>CABD</i>	(f) <i>BACD</i>	(g) <i>ABCD</i>
$\times 232$ 1×51 42×3 $074 \times$	$\times 243$ 5×11 32×2 $470 \times$	$\times 511$ 2×43 23×2 $740 \times$	$\times 322$ 4×23 15×1 $047 \times$	$\times 423$ 3×22 51×1 $407 \times$	$\times 151$ 2×32 24×3 $704 \times$	$\times 232$ 1×51 42×3 $074 \times$

трех событий *A*, *B* и *C*. Эта цикличность может быть бесконечной в связи с тем, что исходная матрица воспроизводится после каждых шести итераций. Такая же ситуация изображена на рис. 1 с помощью графического метода, первоначально использованного Кендаллом [44]. На рис. 1 цикличность элементов *A*, *B* и *C* отчетливо проявлена, так как стрелки в треугольнике *ABC* показывают направления движения с обеих сторон от угловой точки. Кендалл называет проявления множества трех циклических событий «циклической триадой».

Уорсли и Йёргенс [65] предложили следующий метод нахождения оптимальной последовательности в условиях проявления цикличности в ходе последовательных итераций. Хей [35] разработал бинамиальный критерий, с помощью которого наблюдаемая частота $F_{ij} = A_{ij} / (A_{ij} + A_{ji})$ появления пар элементов A_{ij} и A_{ji} сравнивается с теоретической частотой появления 0,5, соответствующей ситуации, когда два события одновременны. Для каждой наблюдаемой частоты F_{ij} можно проверить гипотезу, заключающуюся в том, что при заданном уровне значимости это отклонение является случайным. Уорсли и Йёргенс [65] подвергли такой проверке

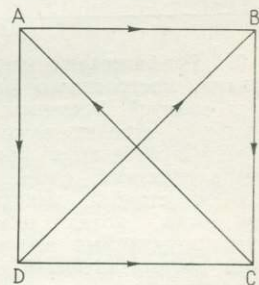


Рис. 1. Цикл из трех событий (*ABC*) в наборе четырех событий характеризуется последовательными стрелками, направленными в том же направлении, что и обе стороны угла в точках (*A*, *B* и *C*). Стрелка между двумя событиями указывает, что одно событие предшествует другому.

все элементы кумулятивной упорядоченной матрицы до начала итерационного процесса. Пары элементов, которые не прошли проверку, были заменены нулями. Авторы подчеркивают, что модифицированная кумулятивная упорядоченная матрица обычно приводит к единственной оптимальной последовательности.

Метод Уорсли и Йёргенса [65] обладает двумя серьезными недостатками. Биномиальный критерий не учитывает при сравнении больше двух событий.

Допустим, что два события (A и Z) наблюдаются только в трех разрезах, причем событие A наблюдается три раза выше события Z . В связи с тем, что на основании малой выборки, состоящей только из трех пар, мало что можно сказать относительно порядка для A и Z с помощью биномиального критерия, решение остается неопределенным. Однако если событие A наблюдается выше многих событий, которые в свою очередь расположены выше Z , то относительное положение событий A и Z в оптимальной последовательности будет четко определено. В подобной ситуации не следует проверять гипотезу, предполагающую, что A и Z являются одновременными событиями, так как в основе биномиального критерия лежит именно это допущение. Второй недостаток биномиального или любого другого критерия, применяемого ко всем элемен-

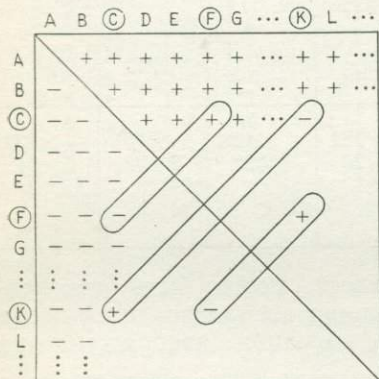


Рис. 2. Графическая иллюстрация алгоритма, построенного для цикла из трех событий. Элементы в последовательных строках верхнего треугольника проверяются предшествующими элементами слева направо. Строка и столбец меняют место только тогда, когда оказывается, что рассматриваемый элемент меньше, чем соответствующий ему элемент нижнего треугольника. Например, обведенный кружком элемент C будет заменен на K , который в свою очередь будет заменен на F . Цикл $СКF$ будет повторяться неограниченно.

там кумулятивной упорядоченной матрицы, заключается в том, что число циклов событий может оказаться относительно малым. В типичной ситуации, когда используется большая база данных и каждая пара элементов проверяется отдельно, тысячам пар элементов могут соответствовать при проверке нули, тогда как число циклов может оказаться меньше 10. В связи с этим представляется целесообразным определить циклы в кумулятивной упорядоченной матрице так, чтобы только пара (или пары) с наименьшей разностью $|A_{ij} - A_{ji}|$ в каждом идентификационном цикле приравнивалась к нулю. На рис. 2 показан построенный для этой цели алгоритм. Допустим, что собы-

тие C — первое событие в исходной последовательности, которая является частью цикла, например, вместе с элементами F и K . Для элементов первых двух строк (A и B) можно провести проверку, используя предыдущий метод. Однако для элементов третьей строки итерации будут повторяться бесконечно. Событие в конце третьего столбца рис. 2 можно развернуть. Для цикла из трех событий C, F и K начнем построение цикла $CKFCKF \dots$, если проверкой установлено, что все элементы, предшествующие столбцу F , не меньше, чем соответствующие им элементы нижней треугольной матрицы. После того как будут определены события, участвующие в цикле, их наименьшая разность $|A_{ij} - A_{ji}|$ может быть приравнена к нулю.

Кендалл [44] показал, что если объединения событий не позволяют, то включать в цикл можно не более трех событий. В вероятностной стратиграфии объединение соответствует одновременному появлению двух событий в разрезе или в скважине. В теории Кендалла циклическая триада является особенно важной. Однако, если позволяют объединения, то возможны и циклы из четырех событий, а также циклы более высокого порядка, как это показано на рис. 3.

Для цикла из четырех событий $ABCD$ требуется, чтобы для пар (A, C) и (B, D) элементы были равны друг другу. В практических приложениях эти условия нередко выполняются и циклы из четырех событий широко распространены, хотя и встречаются реже, чем циклы из трех событий. Циклы из пяти событий отмечаются редко. Наибольшее число событий, установленное авторами в результате многочисленных экспериментов, оказалось равным шести.

Недостаток описанного выше алгоритма заключается в том, что полученная в результате его применения оптимальная последовательность необязательно единственная. Это происходит, когда в системе более одного цикла. Допустим, что пара элементов, которая приравнена к нулю по наименьшей разности, на-

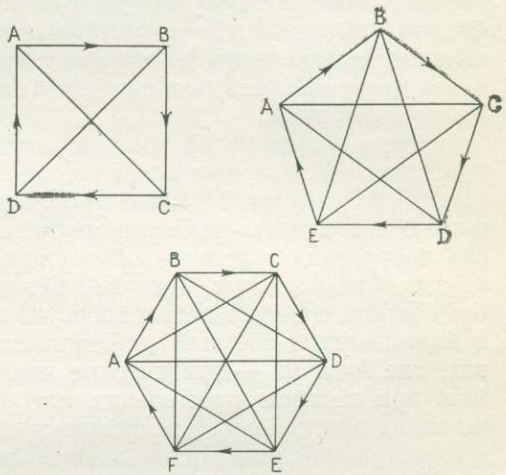


Рис. 3. Циклы из более чем трех событий могут наблюдаться тогда, когда все элементы, за исключением участвующих в цикле, образуют совместные пары (частота F_{ij} равна 0,5). Приведены примеры циклов из 4, 5 и 6 событий; пара событий, которые в общем одновременно, связана линиями без стрелок.

блюдаемой в одном цикле, принадлежит другому циклу. В результате этот другой цикл нельзя установить с помощью данного алгоритма. Ситуации такого типа могут возникать в случае, когда число циклов велико. Их эффект можно оценить путем обращения последовательности наблюдаемых событий во всех разрезах и повторного применения к ним описанного алгоритма. Необходимо также отметить, что в процессе применения алгоритма, иллюстрированного на рис. 2, рассматриваемое событие, будучи разложенным на составные части, вначале может проявить псевдоцикличность, которая нестабильна и исчезнет в процессе итераций. Эта особенность будет рассмотрена при обосновании алгоритма.

Если события тесно группируются на относительной временной шкале и если число проб (пар) мало, то число циклов быстро возрастает. Помимо проблемы увеличения числа циклов применение малых выборок является причиной неопределенности построения оптимальной последовательности и вытекающих из этого результатов. Поэтому целесообразно потребовать, чтобы каждое событие встречалось по крайней мере в k_c разрезах и каждая пара событий наблюдалась не менее чем в m_c разрезах, где k_c и m_c — критические числа, соответственно выбираемые при каждом применении алгоритма. Если условие $k_c \geq m_c$ не выполняется, могут встретиться события, положение которых в оптимальной последовательности полностью не определено.

Приведенная в приложении база данных была разделена на две группы и проанализирована при $k_c = 5$ (не менее 5 наблюдений каждого события) и $m_c = 3$ (по крайней мере три пары событий). В результате была получена оптимальная последовательность, приведенная на рис. 8, которая позже будет рассмотрена более детально. В итеративном процессе обработки данных по 16 скважинам, приведенным на правой стороне рис. 8 и 9, были устранены циклы из трех и четырех событий. Результаты, полученные после устранения одного цикла из трех и одного из четырех событий, приведены слева на рис. 8.

В связи с наличием нулей в окончательной упорядоченной матрице каждое событие оптимальной последовательности приведено с соответствующим ему диапазоном на рис. 8. Диапазон (i, k) события j указывает, что j встречается между событиями i и k ($i < j < k$). Если $i = j - 1$ и $k = j + 1$, как это наблюдается для большинства событий на рис. 8, положение события j в оптимальной последовательности полностью определяется двумя соседними событиями. Во всех остальных случаях событие j появляется где-нибудь между событиями i и k . Если $i > j - 1$, то имеется $(j - i - 1)$ нулевых элементов выше диагонали в j -столбце до ненулевого элемента. Точно так же если $k > j + 1$, то наблюдается $(k - j - 1)$ нулевых элементов вправо от диагонали в j -строке. Тогда тот факт, что событие характеризуется конкрет-

ным положением в своем диапазоне в оптимальной последовательности, обусловлен его положением на краю кумулятивной упорядоченной матрицы. Последнее в свою очередь отражает произвольное расположение исходных данных для кодирования. В связи с этим представляется целесообразным рассмотреть диапазоны событий в оптимальных последовательностях.

Оценка расстояний между событиями на относительной шкале времени. Если биостратиграфические события часто меняют свое положение относительно других событий в скважинах или разрезах, то их группируют на относительной шкале времени.

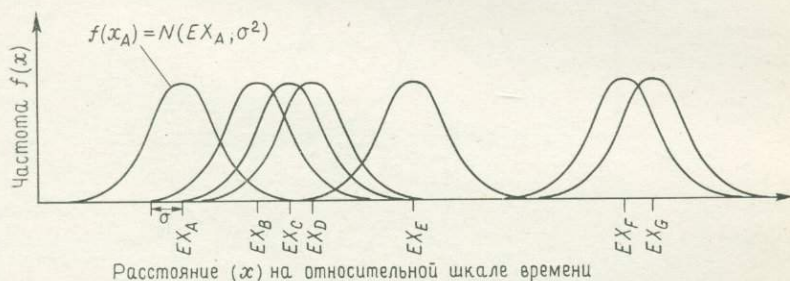


Рис. 4. Вероятностная модель для группирования биостратиграфических событий (A, B, C, ...) на относительной шкале времени (ось x). Относительное положение события (например, A) в разрезе или скважине рассматривается как случайная величина X_A , которая распределена нормально со средним положением EX_A и стандартным отклонением σ .

Это свойство можно выразить количественно путем подсчета частот пересечений для пар событий.

Ситуацию, в которой события меняются местами в различных скважинах, можно промоделировать, предположив, что поведение каждого события описывается распределением вероятностей со своим собственным математическим ожиданием. На рис. 4 приведена модель, принятая в этой статье для описания полученных результатов. Событие A должно занимать положение x_{Ai} в разрезе i , где x_{Ai} — расстояние события A от начала координат при произвольном положении на относительной шкале времени. Расстояние x_{Ai} — наблюдаемое значение случайной величины X_A , распределение которой изображено на рис. 4. Аналогичные случайные величины можно определить и для других событий B, C.

Случайная величина X_A удовлетворяет нормальному распределению (распределение Гаусса) $N(EX_A, \sigma^2)$ с математическим ожиданием (или средним значением) EX_A и дисперсией σ^2 . В модели, изображенной на рис. 4, средние значения различных событий различаются, тогда как стандартные отклонения всех событий равны σ .

На рис. 5 изображены нормальные распределения событий A и B . Практически невозможно оценить произвольное положение начала координат, в котором $x=0$. В этом случае нельзя также оценить и стандартное отклонение σ . Следовательно, временная шкала остается относительной. Однако, вполне реально для расстояния между средними значениями совокупностей $\Delta_{AB} = EX_B - EX_A$ оценить отношение Δ_{AB}/σ по наблюдаемой доле F_{AB} ,

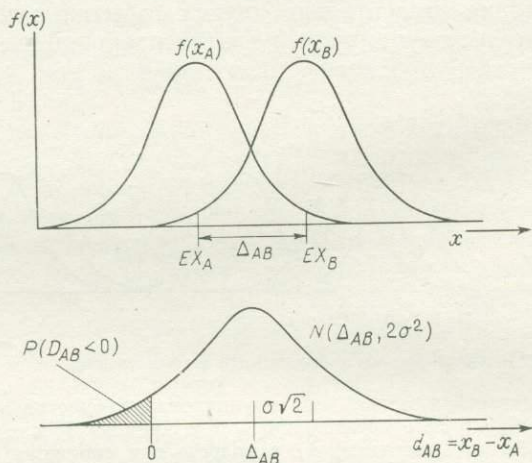


Рис. 5. Прямая оценка расстояния Δ_{AB} между событиями A и B по перекрытию частотных кривых $P(D_{AB} > 0)$. Случайная величина $D_{AB}(=X_B - X_A)$ принимает отрицательное значение только тогда, когда порядок A и B в разрезе обратный по отношению к порядку EX_A и EX_B . Дисперсия D_{AB} равна удвоенной дисперсии отдельных событий A и B , равной σ^2 .

в которой A встречается выше B во множестве разрезов. Матрица частот перекрытия, соответствующая примеру, приведенному в табл. 1, показана в табл. 3, А. Если наблюдаемая частота F_{AB} приблизительно характеризует истинное значение вероятности $P(X_B - X_A > 0) = P(D_{AB} > 0)$, то можно воспользоваться формулой

$$P(D_{AB} > 0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\Delta_{AB}/\sigma\sqrt{2}}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (1)$$

Выражение (1) описывает тот факт, что разность $D_{AB} = X_B - X_A$ распределена нормально; это кратко можно записать как $N(\Delta_{AB}, 2\sigma^2)$, где Δ_{AB} — математическое ожидание, а $2\sigma^2$ — дисперсия, вдвое превышающая дисперсию случайных величин X_A и X_B , равную σ^2 . Это соотношение графически изображено на

рис. 5, где $P(D_{AB} < 0)$ равна заштрихованной площади под кривой $N(\Delta_{AB}, 2\sigma^2)$, общая площадь под которой равна единице. Следовательно, $P(D_{AB} > 0) = 1 - P(D_{AB} < 0)$.

Расстояние между событиями A и B в отдельном разрезе можно записать как $d_{AB} = x_B - x_A$. На практике d_{AB} непосредственно не измеряется, а используется частота F_{AB} , характеризующая число случаев, когда событие A встречается выше события B во множестве разрезов. Следует отметить, что F_{AB} может

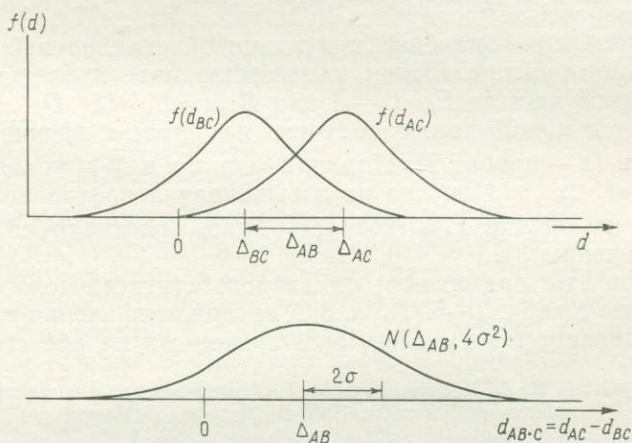


Рис. 6. Косвенная оценка расстояния между событиями A и B по пересечению частотных кривых с кривой для события C . Косвенное расстояние $D_{AB-C} = D_{AC} - D_{BC}$ характеризуется дисперсией, в четыре раза превышающей дисперсию отдельных событий A , B и C .

принимать значение меньше 0,5. В данной ситуации, положив $P(D_{AB} > 0)$ равной F_{AB} , из выражения (1) получим отрицательное значение для $\Delta_{AB}/\sigma\sqrt{2}$. Преимущество использования F_{AB} вместо d_{AB} заключается в том, что с помощью этой величины можно нейтрализовать влияние различных скоростей осадконакопления в разных разрезах. Такие различия могут оказаться существенными, особенно когда разрезы значительно удалены один от другого.

На практике редко удается получить точную оценку для F_{AB} , так как для этого требуется большое число разрезов, содержащих A и B . Однако, используя косвенные методы, можно оценить расстояния Δ_{AB} . Это позволяет понять тот факт, что множество событий может быть большим, хотя выборки будут оставаться малыми. Такой косвенный подход показан на рис. 6, где распределения вероятностей для разности d_{AB} и d_{BC} изображены совместно с распределением их разности $d_{AB-C} = d_{AC} - d_{BC}$, которое является нормальным $N(\Delta_{AB}, 4\sigma^2)$.

Б	(2)	(1)	(3)	(5)	(7)	(4)	(6)	(8)	(9)	(10)
(2)	×	0,566	0,000	0,319	0,674	0,000	0,674	1,645	1,645	1,282
(1)		×	0,000	0,157	0,431	0,674	0,967	1,645	1,645	1,282
(3)			×	0,431	0,524	0,674	0,674	1,645	1,645	1,150
(5)				×	0,000	0,366	0,674	1,645	1,645	0,967
(7)					×	0,210	0,000	1,282	1,645	1,282
(4)						×	0,674	0,674	1,068	0,524
(6)							×	Н.о.*	1,648	Н.о.*
(8)								×	1,645	0,967
(9)									×	0,000
(10)										×

* Н. о. — не определялась, так как в этом примере $m_c \geq 3$.

диагонали табл. 1, В. Например, $F_{AB} = 5 / (5 + 2) = 5/7$, что составляет первый элемент табл. 3, А. В таблице стандартного кумулятивного нормального распределения находим соответствующее значение z , равное 0,566 (соответствующее пробит-значение равно 5,566). Аналогично $F_{AC} = 3/6 = 0,5$ дает $z = 0,000$. Если элемент нижней треугольной подматрицы табл. 1, В равен нулю, то соответствующее ему значение z приравнивается к 1,645, чему соответствует $F = 19/20$ вместо $F = 1$.

В результате применения уравнения (2) для оценки расстояния между событиями, которым приписаны номера 7 и 4, получим $1,563/9 = 0,174$, так как сумма 9 невзвешенных оценок равна $0,210 + (0,000 - 0,674) + (0,674 - 0,431) + (0,674 - 0,524) + (0,366 - 0,000) + (0,000 - 0,674) + (1,282 - 0,674) + (1,645 - 1,068) + (1,282 - 0,524) = 1,563$.

Таблица 4. Вычисление расстояний между последовательными событиями в оптимальной последовательности по значениям z из таблицы 3, В (пример детального вычисления см. в тексте). После этого события можно упорядочить вновь на основании кумулятивного расстояния от первого события

Пары событий	Расстояние	Кумулятивные расстояния	Сумма (N) значений
2—1	0,000	0,000	0,00(9)
1—3	-0,057	-0,056	-0,51(9)
3—5	0,214	0,157	1,92(9)
5—7	0,178	0,335	1,60(9)
7—4	0,174	0,509	1,56(9)
4—6	0,166	0,675	1,16(7)
6—8	0,812	1,487	4,87(6)
8—9	0,842	2,329	3,37(4)
9—10	-0,435	1,894	-3,48(8)

В табл. 4 приведены оценки всех расстояний между десятью последовательными событиями оптимальной последовательности. Для расстояния между событиями 7 и 4 эта оценка равна 0,174. Следует отметить, что не все расстояния, приведенные в табл. 4, вычислены по полному набору девяти значений ($N=9$). Например, расстояние между событиями 8 и 9 в табл. 4 подсчитано по 4 (вместо 9) невзвешенным оценкам, так как четыре нулевые разности, полученные в последовательности четырех следующих друг за другом пар значений 1,645, в расчетах не участвуют. В составленной для этого метода программе для ЭВМ нули для пар значений 1,645 используют только в тех случаях, когда они расположены между ненулевыми разностями. Кроме того, если одно или два значения пары не определены (Н.о. в табл. 3, Б), то соответствующее расстояние оценить нельзя. Это учтено для другой невзвешенной оценки расстояния между событиями 8 и 9, которая равна 0,861 и получена из $N=9-4-1=4$ значений.

В табл. 4 приведено для каждого события кумулятивное расстояние от первого события (2) в оптимальной последовательности. На основании этого кумулятивного расстояния, получив множество расстояний между последовательными событиями в заново упорядоченной оптимальной последовательности, можно по-новому расположить события. Однако значения z в табл. 3 не одинаково точны, так как они получены из наблюдаемых значений F_{IJ} по малым выборкам объема n_{IJ} . Эффект неравного объема выборок можно учесть путем замены уравнения (2) уравнением (3):

$$\bar{\Delta}_{ABw} = \frac{\omega_{AB}z_{AB} + \omega_{AB \cdot C}(z_{AC} - z_{BC}) + \omega_{AB \cdot D}(z_{AD} - z_{BD}) + \dots}{(\omega_{AB}) + \omega_{AB \cdot C} + \omega_{AB \cdot D} + \dots}, \quad (3)$$

где веса ω_{AB} и $\omega_{AB \cdot K}$ удовлетворяют следующим условиям:

$$\omega_{AB} = \frac{n_{AB}e^{-z^2 AB}}{2\pi F_{AB}(1 - F_{AB})}; \quad \omega_{AB \cdot K} = \frac{\omega_{AK} \cdot \omega_{BK}}{\omega_{AK} + \omega_{BK}}; \quad K = C, D, \dots$$

Веса для значений z были вычислены путем преобразования относительной частоты в значения z и учета при этом дисперсии этой частоты на основе биномиального распределения. Выражение (3) можно использовать для вычисления расстояния $\bar{\Delta}_{IJw}$ между парой событий I, J , заменяя A на I , а B на J ($I \neq J, K \neq I, J$).

Результаты применения уравнения (3) вместо уравнения (2) приведены в табл. 5, А. Эти значения были вновь упорядочены в соответствии с их кумулятивными расстояниями от первого события, в результате чего была получена новая оптимальная последовательность, приведенная в табл. 5, Б. Расстояния между последовательными событиями можно изобразить графически и сгруппировать в виде дендрограммы, обычно используемой в кластерном анализе [22]. В дендрограмме для последовательно-

Таблица 5. А. Вычисление расстояний между последовательными событиями в оптимальной последовательности, перестроенной после взвешивания каждого значения z на соответствующий объем выборки (= числу пар, использованных для сравнения). Б. События переупорядочены по их расстояниям от первого события. Новые расстояния между ископаемыми видами можно представить в виде дендрограммы

Пары событий	Расстояние	Стандартное отклонение	Кумулятивное расстояние	Сумма и вес (W)
2—1	0,111	0,134	0,111	1,63(14,8)
1—3	-0,110	0,082	0,000	-1,47(13,3)
3—5	0,287	0,060	0,287	4,19(14,6)
5—7	0,148	0,079	0,435	2,32(15,7)
7—4	0,157	0,153	0,592	2,34(15,0)
4—6	2,266	0,163	0,858	2,44(9,2)
6—8	0,770	0,203	1,628	3,62(4,7)
8—9	0,861	0,306	2,488	3,59(4,2)
9—10	-0,317	0,100	2,171	-3,27(10,3)

Новая последовательность	Расстояние от начала	Пары событий	Пересчитанное расстояние	Стандартное отклонение
3	0,000	3—2	0,006	0,124
2	0,006	2—1	0,117	0,147
1	0,123	1—5	0,195	0,082
5	0,318	5—7	0,157	0,085
7	0,475	7—4	0,157	0,153
4	0,632	4—6	0,266	0,163
6	0,898	6—8	0,770	0,203
8	1,668	8—10	0,176	0,289
10	1,844	10—9	0,317	0,100
9	2,161			

сти расстояний между ископаемыми организмами (например, рис. 9) сначала объединяется пара событий с наикратчайшим расстоянием между ними, и эта процедура последовательно повторяется для всего множества несвязанных пар событий до тех пор, пока все пары не будут связаны с другими парами или группами событий.

Как уже отмечалось выше при рассмотрении табл. 4, появление пар со значением 1,645 стало более частым после того, как общий интервал времени для всех событий значительно расширился по сравнению с размахом распределений отдельных событий (рис. 4). Как и раньше, эти пары не используются для вычисления расстояний, если за ними не следует одна или несколько пар исходных значений z выше диагонали (табл. 3). Аналогично пропуск значений z приводит к уменьшению числа

разностей ($z_{JK} - z_{JK}$), которые можно использовать как расстояния при вычислениях по формуле (3).

После всех вычислений можно подсчитать стандартные отклонения оценок расстояний $\bar{\Delta}_{IJw}$. Для того чтобы это объяснить, введем следующие упрощенные обозначения. Формулу (3) перепишем в виде

$$\bar{x} = W^{-1} \sum_{i=1}^N \omega_i x_i,$$

где

$$\bar{x} = \bar{\Delta}_{ABw}; \quad W = \sum_{i=1}^N \omega_i;$$

причем

$$\begin{aligned} x_1 &= z_{AB}; & \omega_1 &= \omega_{AB}; \\ x_2 &= z_{AC} - z_{BC}; & \omega_2 &= \omega_{AB \cdot C}; \\ x_3 &= z_{AD} - z_{BD}; & \omega_3 &= \omega_{AB \cdot D}. \end{aligned}$$

Стандартное отклонение $s(\bar{x})$ будет представлять собой положительное значение квадратного корня из дисперсии:

$$s^2(\bar{x}) = W^{-1} (N-1) \sum_{i=1}^N \omega_i (x_i - \bar{x})^2. \quad (4)$$

Во втором столбце табл. 5, А приведено стандартное отклонение $s(x)$ для расстояний. Хотя расстояния, приведенные в четвертом столбце табл. 5, Б, вычислены по информации, содержащейся в табл. 5, А, оценить по ней стандартные отклонения новых значений расстояния, полученных в результате нового упорядочивания, нельзя, так как оценки этих расстояний нельзя рассматривать как значения независимых случайных величин. Так, например, дисперсия суммы двух последовательных оцененных расстояний не равна сумме дисперсий этих оценок. Однако табл. 3 можно заменить таблицей, в которой порядок строк и столбцов соответствует порядку, заданному в первом столбце табл. 5, Б. Применение к этой новой таблице формул (4) и (5) дает пересчитанные расстояния и соответствующие стандартные отклонения, приведенные в двух последних столбцах табл. 5, Б.

Стандартные отклонения вообще дают полезную информацию об относительном положении событий на относительной шкале времени. Так, например, стандартное отклонение оценки расстояния можно использовать для сравнения этого расстояния с нулем, приняв в качестве нулевой гипотезы ситуацию, когда два события, связанные друг с другом, можно рассматривать в

среднем как одновременные. Для того чтобы оценка расстояния значимо отличалась от нуля, нужно, чтобы она по крайней мере в два раза превышала свое стандартное отклонение, чему соответствует уровень значимости $\alpha=0,05$. Применение этого критерия к данным табл. 5, А показало, что из девяти приведенных оценок расстояний пять значимо отличаются от нуля. Это служит подтверждением тому, что разделение этих пяти событий на относительной шкале времени имеет смысл.

И наконец, приведенная в этом разделе модель позволяет оценить относительное положение отдельных событий в исходных разрезах. Так, например, было отмечено, что событие 10 наблюдалось недалеко от начала (самой нижней точки) разреза *H* (см. табл. 1), в то время как оно встречается и недалеко от их конца, в последовательностях *B*, *D*, *F* и *I*. В разрезе *H* событие 10 синхронно событиям 1 и 5. В соответствии с данными табл. 5, *B* расстояние события 10 от события 1 равно $(1,844 - -0,123) = 1,721$, а от события 5 $(1,844 - 0,318) = 1,526$. Сумма этих двух значений $(1,721 + 1,526) = 3,247$ представляет собой, если расстояние незначимо отличается от нуля, значение случайной величины, распределенной приблизительно нормально $N(0,4\sigma^2)$. Так как $\sigma^2 = 1/2$ (см. предыдущее обсуждение), значение 3,247 для события 10 в разрезе *H* можно непосредственно сравнить со значениями нормального распределения в стандартной форме. Выбранному уровню значимости $\alpha=0,05$ соответствует критическое значение 2,326, которое явно меньше, чем 3,247, из чего следует, что событие 10 в разрезе *H* занимает существенно более низкое положение, чем в других разрезах. Аналогичную проверку можно провести для всех событий во всех разрезах. Применение этого критерия показало, что модель, представленная на рис. 4, пригодна для всех наблюдений, приведенных в табл. 1, за исключением события 10 в разрезе *H*.

Предложенный в этой статье новый метод группирования биостратиграфических событий на оси относительного времени сходен с кластерным анализом, который применяется в биометрии для классификации таксонов. Оба метода базируются на принципе вычисления расстояний между точками, представляющими наблюдения. Полученные значения можно подвергнуть простым преобразованиям, которые остаются одними и теми же для всех сравнений. Хотя этот тип проверки статистических данных довольно простой, он все же предназначен для того, чтобы обеспечить ученого средством объективной классификации. Кластерный анализ в биометрии помогает классифицировать n объектов в p -мерном пространстве по p характеристикам. Метод шкал, использованный в этой статье, более прост и группирует n событий на оси, являющейся эквивалентом одномерного пространства. Эта простота обладает тем преимуществом, что позволяет применить статистический критерий, основанный на

нормальном распределении, для проверки гипотезы о положении различных событий на оси (рис. 4).

Кривые, приведенные на рис. 4, не следует путать с частотными кривыми изменения распространенности таксона во времени. Они характеризуют положение на оси точки самого верхнего появления таксона. Эта точка обычно бывает ниже положения истинного момента исчезновения рассматриваемого таксона, а его диапазон обычно меньше, чем общий временной интервал существования.

Предположение о нормальности, или близость к ней распределений положений на оси, было сделано раньше, еще в моделях Турстона — Мостеллера и Бредли — Терри (см. [20]). В действительности же частотные кривые биостратиграфических событий могут существенно отличаться от нормального распределения за счет асимметрии и положительного или отрицательного эксцесса. Согласно центральной предельной теореме, сложение (или вычитание) случайных величин с распределениями, отличающимися от нормального, приводит к новым случайным величинам, распределения которых по форме будут ближе к нормальному (гауссовскому) распределению, чем распределения исходных случайных величин. Таким образом, кривые, применяемые для вычисления расстояний (рис. 5 и 6), ближе к нормальному распределению, чем возможные исходные кривые распределения событий.

Может возникнуть возражение, что предположение о равенстве дисперсий для всех событий в ряде случаев нереально. Выйти из такого положения можно путем (1) выявления в одной или более скважинах или разрезах событий, распределения которых либо очень хорошо, либо очень плохо согласуются с нормальным, и (2) повторения статистического анализа, исключив эти события из скважин или разрезов, где они занимают аномальное положение.

СТРАТИГРАФИЧЕСКИЙ СМЫСЛ МОДЕЛЕЙ

Для того чтобы понять стратиграфический и палеонтологический смысл оптимальных последовательностей и оптимальных группировок, кратко рассмотрим их характеристики.

Оптимальная последовательность отражает наиболее правдоподобный порядок ископаемых событий. В данном случае под событием понимают стратиграфически самое верхнее появление таксона. При этом необходимо, чтобы события встречались по крайней мере в k_c разрезах, а каждая пара событий не менее чем в m_c разрезах ($k_c \geq m_c$). Относительное положение событий в наиболее правдоподобной последовательности представляет собой «среднее» из всех учтенных относительных положений. Пу-

тем комбинирования последовательностей, основанных на самом нижнем и самом верхнем стратиграфических появлениях таксонов, можно построить диаграмму стратиграфических диапазонов.

Как будет показано в последующих разделах, описанный метод дает информацию о маркирующих горизонтах. Сравнение оптимальной, или наиболее правдоподобной, последовательности в регионе с последовательностями событий отдельных разрезов может выявить наличие переработки фауны, неправильной идентификации и других источников неправильного попарного объединения событий. Строгие решения, основанные на высоких значениях k_c и m_c , предназначены для корреляции. Это перспективный и простой метод для геологических исследований, требующих локальной детальной корреляции от скважины к скважине.

Оптимальные группировки, основанные на расстояниях во времени между ископаемыми видами, похожи на комплексные зоны, при этом в группах используются те же самые события, которые участвуют в построении оптимальной последовательности. Проиллюстрируем основы группирования на простом примере. Рассмотрим крайнюю ситуацию, когда все ископаемые события во всех изучаемых разрезах имеют один и тот же порядок и никаких пересечений событий не существует. В подобном случае оптимальная, наиболее правдоподобная последовательность событий полностью определена. Так как оптимальная группировка является функцией частот пересечения событий, расстояний между событиями в данном случае не будет и не будет группировки.

В реальной ситуации некоторые события наблюдаются в изучаемом разрезе более равномерно по сравнению с другими. Чем больше соседних событий пересекается, тем лучше они группируются на диаграмме, и наоборот, чем ближе расположены события на этой диаграмме, тем менее правильным порядком они характеризуются. Большие разрывы в сгруппированной последовательности соответствуют стратиграфическим горизонтам, разделяющим комплексы событий, которые точно соответствуют субъективно построенной зональности.

Зональность, основанная на оптимальной группировке по условной комплексной зональности, обладает одним достоинством. Субъективная зональность часто не делает различий между относительно распространенными и редкими видами. Она учитывает вес руководящих форм, но редко, только в тех случаях, когда стратиграфическое значение этих форм понятно. Такая процедура приведет к идеализированной зональности, которая отражает наилучшее стратиграфическое решение для данной области. Зональность же, основанная на оптимальной группировке, использует только те события, частота появления которых

достаточна для их участия в наиболее правдоподобной последовательности. Вследствие вышесказанного такая объективная зональность имеет большое практическое значение.

ДАННЫЕ

Как было описано в предыдущем разделе, основу кайнозойской стратиграфии составляют данные о стратиграфически самых верхних появлениях таксонов бентосных и планктонных фораминифер в 22 разведочных скважинах, пробуренных между 42 и 60° с. ш. на шельфе Новой Шотландии, Большой Ньюфаундлендской банке и шельфе Лабрадора восточной Канады. Главная задача выбора скважин сводилась к широкому региональному охвату. Скважины были пронумерованы с севера на юг, как показано на рис. 7. В нижней части рис. 7 в круглых скобках приведены интервалы опробования кайнозойских отложений (в футах); измерения сделаны ниже ротационного стола.

Данные по фораминиферам были искусственно ограничены границей мел — третичный период, определенной по меловым таксонам. Следующий шаг заключался в составлении словаря зафиксированных в скважинах видов, имеющих потенциальное биостратиграфическое значение. Этот словарь (приложения 1—3) содержит 206 фораминиферовых и несколько других ископаемых таксонов (включая мегаспоры, птероподы, скафоподы и диатомовые виды «*Coscinodiscus*»), пронумерованных от 1 до 257.

После этого данные были закодированы с использованием словаря и трех простых правил:

1) локальная идентификация, определяемая как aff. (affinis), остается той же самой, что и название таксона;

2) локальная идентификация, определенная как cf. (confer), для включенных в словарь таксонов не учитывалась;

3) данные по самым высоким появлениям переработанных таксонов не рассматривались. Признаки переработки заключались в аномальности, плохой сохранности и неопределенности стратиграфического положения.

Полные закодированные данные приведены в приложении 4.

ТАКСОНОМИЧЕСКИЕ КОНЦЕПЦИИ

Определения видов планктонных фораминифер хорошо согласуются с систематиками, предложенными Стейнфортом и др. [58], Тьялсмой [61], Захариассе [66] и Берггреном [7]; для сравнений морфологических особенностей среднеширотных акаринид использовалась также монография Субботиной [60]. Как красноречиво заметили Стейнек и Флейшер [59], родовая номенклатура планктона осторожно придерживается эволюцион-

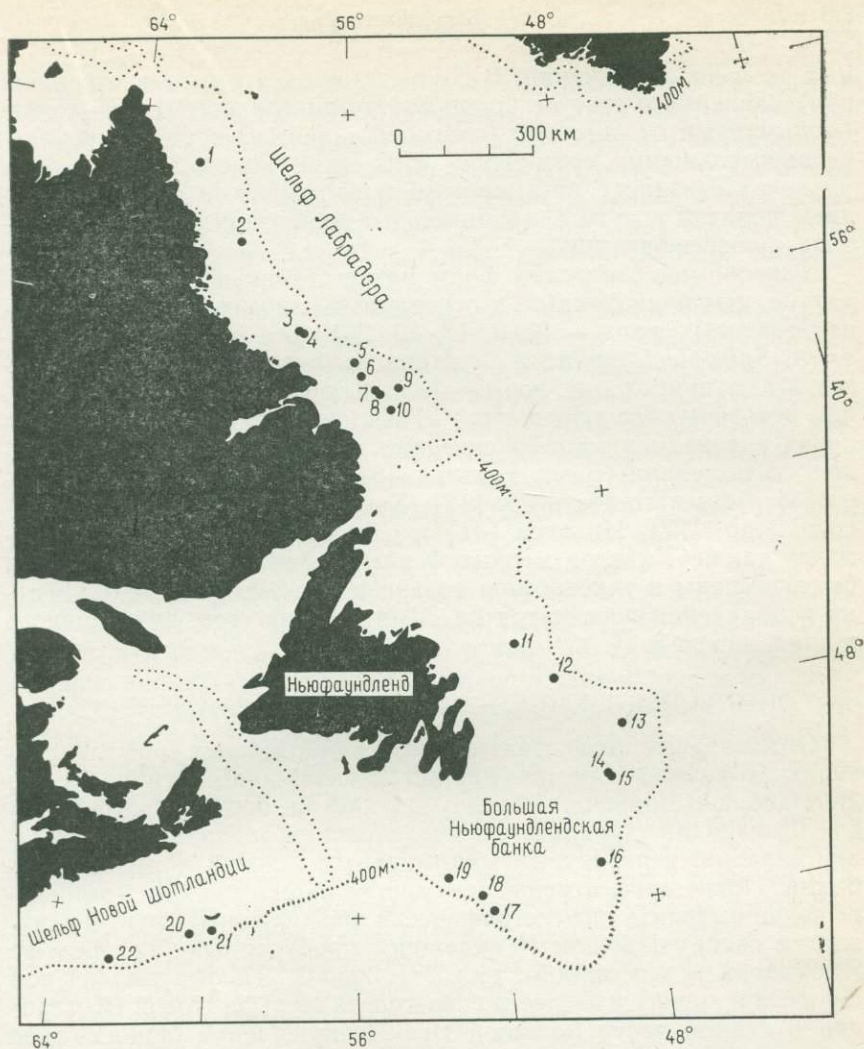


Рис. 7. Положение 22 морских скважин вдоль восточного побережья Канады, данные которых использованы для изучения стратиграфии кайнозоя. (В скобках указаны изученные интервалы в футах.) 1 — Карлсефни Н-13 (1760—12 990), 2 — Снорри J-90 (1260—9950), 3 — Херьольф М-92 (3030—7800), 4 — Бьярни Н-81 (2760—6060), 5 — Гудрид Н-55 (1660—8580), 6 — Картье D-79 (1950—6070), 7 — Лиф Е-38 (1210—3557), 8 — Лиф М-48 (1300—5620), 9 — Индиан-Харбор М-52 (1740—10 480), 10 — Фрейдис В-87 (1000—5260), 11 — Бонависта С-99 (1860—11 940), 12 — Камберленд В-55 (920—11 830), 13 — Доминион О-23 (1380—10 260), 14 — Эгрет К-36 (860—2270), 15 — Эгрет N-64 (1060—2070), 16 — Оспрей Н-84 (1190—2660), 17 — Херон Н-73 (970—5800), 18 — Брант Р-8 (1050—6270), 19 — Киттивейк Р-11 (970—5560), 20 — Уэнона I-75 (1000—4750), 21 — Трайумф Р-50 (990—5490), 22 — Мохикан I-100 (1276—5320).

ных схем классификации. В соответствии с этим ясно, что наши представления о статусе родов *Subbotina* (палеоген), а также *Globigerina* и *Globorotalia* (олигоцен — неоген) остаются неудовлетворительными; применение этих трех родов в следующих разделах связано с чрезмерными подробностями и использованием понятий в духе анатомического, инвентаризационного подхода к классификации.

Таксономия бентосных форм менее стабильна, судя по литературе, чем планктонных, и основана на многих источниках: для палеогеновых форм — [2, 6, 12, 19, 30], для *Rzehakina*, *Glomospira*, *Spiroplectamina* и *Cyclammina*, а также некоторых других агглютинирующих форм — [33], для *Turrilina* — [38, 43, 45], для некоторых *Uvigerina* spp. — [Тьялсма, в подготовке]. Неогеновая и современная таксономическая номенклатура сравнивалась с номенклатурами Батьеса [6] для *Asterigerina*, Баркера [3], Беттенштадта и др. [12], Кашмана [17], Фейлинга-Хансена и др. [27], Инденса [41] и Сен Гупты [55]. Исправления были внесены в таксономию только после завершения обработки и получения распечаток на ЭВМ для словаря, приведенного в приложении 3.

ОПТИМАЛЬНЫЕ КАИНОЗОЙСКИЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТИ

Оптимальные последовательности кайнозойских событий, связанных с фауной фораминифер, по 22 скважинам региона шельф Лабрадора — Большая Ньюфаундлендская банка — шельф Новой Шотландии строились с использованием различных комбинаций скважин и различных минимальных условий появления событий. После рассмотрения множества вариантов было принято решение выделить две географически обособленные группы скважин: в группу 1 вошли 16 скважин, пробуренных на шельфе Лабрадора и в северной части Большой Ньюфаундлендской банки, а в группу 2 — шесть скважин на шельфе Новой Шотландии и южной части Большой Ньюфаундлендской банки. Такое решение наилучшим образом отражает провинциальные особенности распределения микрофауны. Эти скважины были перечислены выше. Из общего числа 206 событий 150 приходятся на группу 1 и 157 на группу 2. Кумулятивное распределение числа событий представлено в одной, двух, трех и более скважинах для обеих групп следующим образом:

Группа 1

Число скважин	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Число событий	150	94	68	55	41	30	26	21	19	17	14	10	5	3	2	0

Группа 2

Число скважин	1	2	3	4	5	6
Число событий	157	101	60	31	16	6

Кумулятивные распределения представляют собой простое средство для определения требований к оптимальным последовательностям. Эти распределения показывают, что значительная часть информации утрачена, тогда как требуется, чтобы таксоны оптимальных последовательностей встречались в подавляющем большинстве скважин. Таким образом, база данных недостаточно однородна для того, чтобы соответствовать высоким стандартам.

Предпочтительные требования для оптимальной последовательности группы 1 заключаются в том, что каждое событие должно встречаться по крайней мере в пяти скважинах, а каждая пара событий — не менее чем в трех (в дальнейшем это условие будет обозначаться как $k_c \geq 5$, $m_c \geq 3$). Это решение привело к сокращению числа событий со 150 до 41 (включая 6 планктонных форм). При условии $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$ остается 68 событий, включая 15 планктонных. Эти события весьма полезны в тех случаях, когда требуется информация о возможном стратиграфическом положении редких таксонов.

Предпочтительные условия для оптимальной последовательности группы 2 определены неравенствами $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$, что означает, что каждое исчезновение и каждая пара исчезновений должны наблюдаться по крайней мере в трех из шести скважин. Такое ограничение приводит к 60 событиям из общего числа 157.

На рис. 8 и 9 приведены полученные оптимальные последовательности событий. Оказалось, что для обеих групп скважин только 14 таксонов являются общими. Южная группа насчитывает приблизительно в 5 раз больше планктонных форм (32 в группе 1 и 6 в группе 2). В южной последовательности планктонные формы равномерно распределены по всей стратиграфической колонке, на севере же планктонные таксоны шире распространены в нижней части разреза.

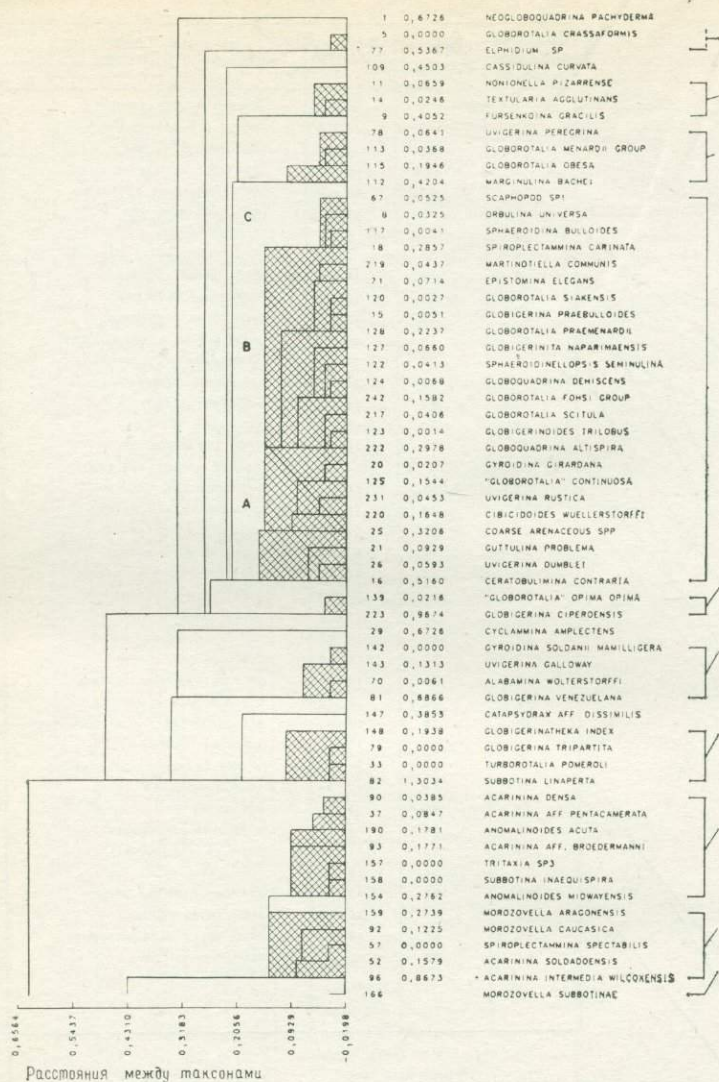
Для бентоса также характерно влияние географического положения. Так, в южном регионе менее обильны или совсем отсутствуют *Asterigerina gurichi*, *Turrilina alsatica*, *Uvigerina baltjesi*, *Cibicidoides alleni*, различные агглютинирующие формы, подобные *Cyclammina amplexans*, *Spiroplectammina spectabilis* и *Glomospira corona*, а также мегаспоры sp. 1 и птероподы sp. 2. Личные наблюдения авторов показали, что на перечисленные особенности не влияет малое число скважин, по которым построена южная последовательность.

Весьма важно учитывать, что в оптимальной последовательности статистический диапазон события, характеризующий (стратиграфический) интервал, в котором положение исчезновения не определено, обычно бывает узким. Большинство событий бывает определено в пределах одной или двух непосредственно соседствующих позиций (см. столбец «Диапазон» на рис. 8). Исключениями являются верхние части обеих последовательно-

Положение в последовательности	Номер таксона	Диапазон	Название таксона
1	1	0-5	NEOGLOBOQUADRINA PACHYDERMA*
2	5	0-5	GLOBOROTALIA CRASSAFORMIS*
3	77	0-5	ELPHIDIUM SP
4	109	0-5	CASSIDULINA CURVATA
5	9	4-8	FURSENKOINA GRACILIS
6	11	5-7	NONIONELLA PIZARRENSE
7	112	6-8	MARGINULINA BACHEI
8	14	7-9	TEXTULARIA AGGLUTINANS
9	78	8-10	UVIGERINA PEREGRINA
10	8	9-11	ORBULINA UNIVERSA*
11	113	10-12	GLOBOROTALIA MENARDII GROUP*
12	115	11-13	GLOBOROTALIA OBESA*
13	18	12-14	SPIROPLECTAMMINA CARINATA
14	219	13-15	MARTINDIELLA COMMUNIS
15	117	14-16	SPHAEROIDINA BULLOIDES
16	120	15-17	GLOBOROTALIA SIKENSIS*
17*	71	16-18	EPISTOMINA ELEGANS
18	67	17-19	SCAPHOPOD SP1
19	15	18-20	GLOBIGERINA PRAEBULLOIDES*
20	128	19-21	GLOBOROTALIA PRAEMENARDII*
21	122	20-22	SPHAEROIDINELLOPSIS SEMINULINA*
22	124	21-23	GLOBOQUADRINA DEHISCENS*
23	123	22-24	GLOBIGERINOIDES TRILOBUS*
24	222	23-25	GLOBOQUADRINA ALTISPIRA*
25	242	24-26	GLOBOROTALIA FOHSI GROUP*
26	127	25-28	GLOBIGERINITA NAPARIMAENSIS*
27	217	25-28	GLOBOROTALIA SCITULA*
28	20	27-29	GYROIDINA GIRARDANA
29	125	28-31	"GLOBOROTALIA" CONTINUOSA*
30	231	28-31	UVIGERINA RUSTICA
31	220	30-32	CIBICOIDES WUELLERSTORFFI
32	21	31-33	GUTTULINA PROBLEMA
33	26	32-34	UVIGERINA DUMBLEI
34	16	33-36	CERATOBULIMINA CONTRARIA
35	25	32-36	COARSE ARENACEOUS SPP.
36	139	35-37	"GLOBOROTALIA" OPIMA OPIMA*
37	29	36-41	CYCLAMMINA AMPLECTENS
38	223	32-42	GLOBIGERINA CIPEROENSIS*
39	142	32-49	GYROIDINA SOLDANII MAMILLIGERA
40	143	36-43	UVIGERINA GALLOWAY
41	148	37-44	GLOBIGERINATHEKA INDEX*
42	81	38-43	"GLOBIGERINA VENEZUELANA"
43	147	42-46	CATAPSYDRAX AFF. DISSIMILIS*
44	82	41-47	SUBBOTINA LINAPERTA*
45	70	42-48	ALABAMINA WOLTERSTORFFI
46	79	43-49	GLOBIGERINA TRIPARTITA*
47	33	44-49	TURBOROTALIA POMEROLI*
48	190	45-49	ANOMALINOIDES ACUTA
49	90	48-50	ACARININA DENSE*
50	37	49-51	ACARININA AFF. PENTACAMERATA*
51	93	50-52	ACARININA AFF. BROEDERMANNI*
52	154	51-55	ANOMALINOIDES MIDWAYENSIS
53	57	43-60	SPIROPLECTAMMINA SPECTABILIS
54	52	43-57	ACARININA SOLDADOENSIS*
55	157	52-56	TRITAXIA SP3
56	158	55-58	SUBBOTINA INAEQUISPIRA*
57	96	54-60	ACARININA INTERMEDIA WILCOXENSIS*
58	92	56-59	MOROZOVELLA CAUCASICA*
59	159	58-60	MOROZOVELLA ARAGONENSIS*
60	166	59-61	MOROZOVELLA SUBBOTINAE*

Положение в последовательности	Номер таксона	Диапазон	Название таксона
1	10	0 - 2	UVIGERINA CANARIENSIS
2	17	1 - 5	ASTERIGERINA GURICHI
3	85	0 - 5	COSCINODISCUS SPI
4	228	0 - 5	CASSIDULINA TERETIS
5	16	4 - 6	CERATOBULIMINA CONTRARIA
6	22	5 - 7	COSCINODISCUS SPP
7	67	6 - 8	SCAPHOPOD SPI
8	18	7 - 9	SPIROPLECTAMMINA CARINATA
9	71	8 - 10	EPISTOMINA ELEGANS
10	21	9 - 11	GUTTULINA PROBLEMA
11	20	10 - 12	GYROIDINA GIRARDANA
12	15	11 - 13	GLOBIGERINA PRAEBULLOIDES*
13	70	12 - 15	ALABAMINA WOLTERSTORFFI
14	26	12 - 15	UVIGERINA DUMBLEI
15	69	14 - 16	NODOSARIA SPB
16	24	15 - 17	TURRILINA ALSATICA
17	27	16 - 18	EPONIDES UMBONATUS
18	25	17 - 19	COARSE ARENACEOUS SPP.
19	31	18 - 20	PTEROPOD SPI
20	29	19 - 21	CYCLAMMINA AMPECTENS
21	34	20 - 22	MARGINULINA DECORATA
22	40	21 - 23	BULIMINA ALAZANENSIS
23	85	22 - 24	PSEUDOHASTIGERINA MICRA*
24	41	23 - 25	PLECTOFRONDICULARIA SPI
25	53	24 - 26	UVIGERINA BATJESI
26	86	25 - 27	TURRILINA BREVISPIRA
27	42	26 - 28	CIBICIDOIDES ALLENI
28	35	27 - 29	SPIROPLECTAMMINA DENTATA
29	30	28 - 30	CIBICIDOIDES BLANPIEDI
30	36	29 - 31	PSEUDOHASTIGERINA WILCOXENSIS*
31	45	30 - 32	BULIMINA TRIGONALIS
32	57	31 - 33	SPIROPLECTAMMINA SPECTABILIS
33	90	32 - 34	ACARININA Densa*
34	46	33 - 35	MEGASPORE SPI
35	50	34 - 36	SUBBOTINA PATAGONICA*
36	43	35 - 37	BULIMINA MIDWAYENSIS
37	54	36 - 38	TEXTULARIA PLUMMERAE
38	52	37 - 39	ACARININA SOLDADOENSIS*
39	58	38 - 40	GLOMOSPIRA CORONA
40	55	39 - 41	GAVELINELLA BECCARIFORMIS
41	59	40 - 42	RZEHAKINA EPIGONA

Рис. 8. Корреляция стратиграфически оптимальных последовательностей для 16 скважин группы 1 (справа, шельф Лабрадора — северная часть Большой Ньюфаундлендской банки) и 6 скважин группы 2 (слева, шельф Новой Шотландии — южная часть Большой Ньюфаундлендской банки). Относительное положение событий в наиболее правдоподобной последовательности представляет собой некоторое среднее из учтенных положений. Ограничение для последовательности группы 1 заключается в том, что каждое событие (исчезновение таксона) должно встретиться по крайней мере в пяти скважинах, а каждая пара событий — не менее чем в трех скважинах ($k_c \geq 5, m_c \geq 3$). Для группы 2 требуется, чтобы каждое событие и каждая пара событий встречались не менее чем в трех скважинах ($k_c \geq 3, m_c \geq 3$). Номер ископаемого вида взят из числового словаря в приложении. Диапазон дает (стратиграфический) интервал, в котором положение исчезновения таксона не определено в связи с недостатком информации. 14 таксонов являются общими для обеих оптимальных последовательностей; южная последовательность содержит приблизительно в 5 раз больше планктонных видов (помечены звездочками). Подробные объяснения приведены в тексте.



Расстояния между таксонами

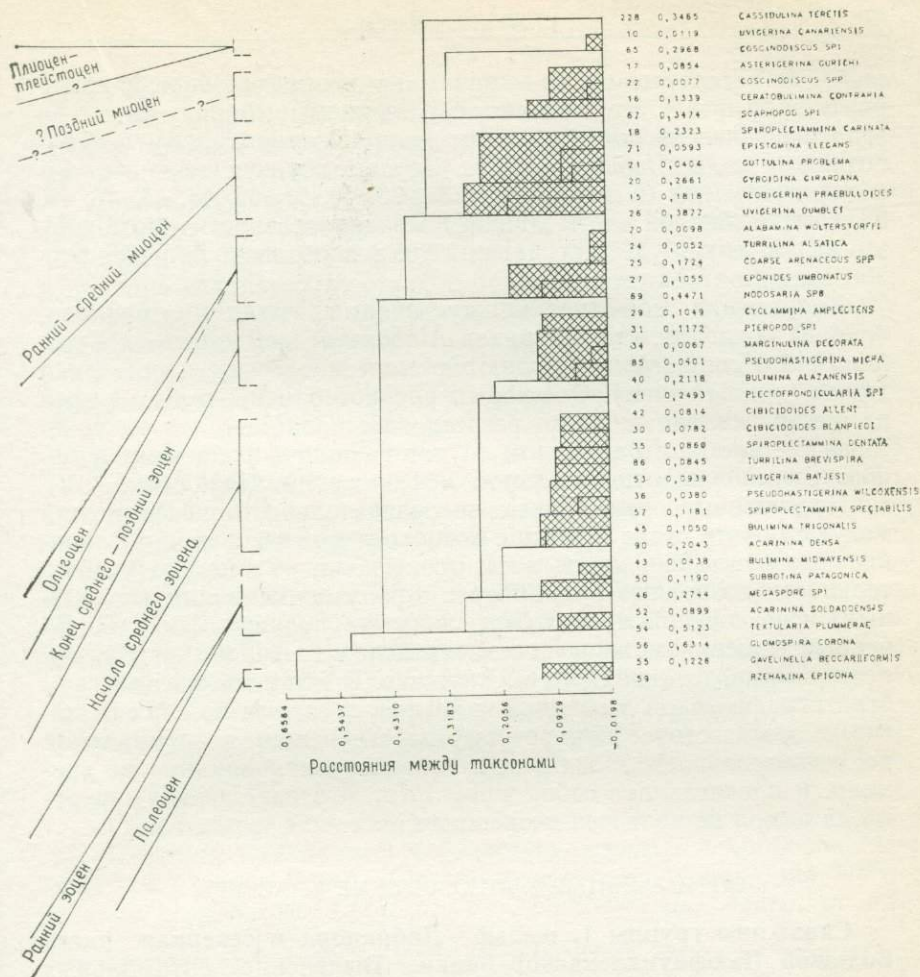


Рис. 9. Стратиграфическая корреляция оптимальных кластеров таксонов в группе 1 (справа) и в группе 2 (слева). Оптимальные кластеры базируются на двух оптимальных последовательностях, приведенных на рис. 8, но в относительном расположении таксонов отмечаются небольшие изменения. Эти изменения являются функцией того, что кластеры, отражающие расстояния между ископаемыми видами в разрезах скважин, получаются из пересечений частотных кривых исчезновения таксонов и из оптимального расположения в стратиграфической последовательности. Каждое расстояние взвешено в соответствии с числом пар событий (m_c), по которым оно было вычислено ($m_c \geq 3$). Горизонтальная шкала кластеров пропорциональна оценкам вертикальных расстояний между событиями. Большие провалы между кластерами на диаграмме соответствуют стратиграфическим границам. В результате кластеры напоминают биостратиграфические комплексы (комплексные фаунистические зоны), в которых расположение таксонов в кластерах отражает их временную последовательность. Верхние события в кластерах моложе чем нижние. Заштрихованы стратиграфически полезные части кластеров. На основании присутствия руководящих таксонов с известным стратиграфическим значением можно последовательно определить возрастное положение каждого кластера.

стей, где некоторые события занимают неопределенное положение между 0 и 5. Это связано с усечением выборки (а не со стратиграфически более высоким расположением проб), переработкой и малым числом видов. Другое исключение — это несколько событий (в положениях 37, 38, 40, 41, 42, 44, 45, 46, 47, 53 и 54) в нижней части южной последовательности; возможно, это исключение будет устранено, если использовать большее число скважин.

Корреляция событий между обеими группами скважин (рис. 8) показала, что для видов *Alabama wolterstorffi* и *Ceratobulimina contraria* наблюдаются многочисленные пересечения линий (ложная пара). Обе формы распространены только в трех из шести скважин южного региона; мы полагаем, что таксономические проблемы в данном случае возникли из-за неправильного соединения относительных исчезновений *Alabama*.

Построенные оптимальные последовательности исчезновений могут служить стандартами, с которыми можно сравнивать конкретные новые скважины каждого региона. Такие последовательности позволяют калибровать шкалу времени для (локальных) исчезновений многих бентосных руководящих форм. Полученные решения можно использовать для точечной корреляции исчезновений от скважины к скважине. В итоге мы располагаем стратиграфической лестницей из 40—60 ступеней, каждая из которых соответствует конкретному исчезновению в оптимальной последовательности, хотя и не строго зафиксированному во времени, и представляет собой меру того, что сделанный для региона вывод не является поспешным.

ОПТИМАЛЬНЫЕ КАИНОЗОЙСКИЕ КЛАСТЕРЫ

Скважины группы 1, шельф Лабрадора и северная часть Большой Ньюфаундлендской банки. Выделение оптимальных кластеров в группе 1 (16 скважин) на шельфе Лабрадора и в северной части Большой Ньюфаундлендской банки базируется на оптимальной последовательности при $k_c \geq 5$, $m_c \geq 3$ и состоит из 41 таксона, разделенных на девять отчетливых кластеров (рис. 9). В оптимальных кластерах используются те же самые таксоны, что и в оптимальной последовательности, приведенной на рис. 8, но при этом относительный порядок таксонов претерпевает меньшие изменения. Эти изменения являются функцией того, что кластеры отражают как внутренние расстояния между ископаемыми формами (определяемые частотами пересечений событий, заключающихся в исчезновении таксонов), так и оптимальное расположение в стратиграфической последовательности. Кроме того, каждое расстояние между ископаемыми формами взвешивалось (ранжировалось) в соответствии с числом пар событий (m_c), по которым проводились вычисления

($m_c \geq 3$). Полученные кластеры сходны с биостратиграфическими комплексами (комплексными зонами), в которых расположение таксонов в кластерах отражает последовательность во времени; так, верхние события в группе моложе, чем нижние.

Девять комплексов, выделенные на рис. 9, характеризуются небольшими внутренними расстояниями, за исключением верхней части последовательности (неоген), где выборка усечена, содержание ископаемых остатков ниже, а переработка учитывается как «шум». Анализ кластеров, основанный на присутствии руководящих таксонов с известным стратиграфическим значением, показал, что каждому кластеру можно последовательно приписать более молодой возраст. Штриховкой выделена стратиграфически наиболее полезная часть отдельных кластеров.

В решении с ограничением $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$, основанным на 16 скважинах группы 1 (рис. 10), осталось 68 событий, заключающихся в исчезновении таксонов, разделенных на отчетливо различающиеся и постепенно сменяющиеся более молодыми кластерами. Как и на рис. 9, штриховкой показана стратиграфически наиболее важная часть кластеров. Здесь также выделено девять комплексов, которые сходны с первым вариантом ($k_c \geq 5$, $m_c \geq 3$), но учитывают менее частые события.

Базальный кластер содержит *Gavelinella beccariiiformis*, его кровля P5 (Тьялсма, готовится к печати и [2]) имеет позднепалеоценовый возраст. Этот кластер содержит только два таксона, так как палеоценовые слои относительно бедны фауной и не везде присутствуют.

В следующих двух кластерах встречаются планктонные таксоны *Acarinina soldoensis* и *Subbotina patagonica*, сопровождаемые при условии $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$ (в возрастающем порядке) *Morozovella aragonensis*, *Planorotalites planoconicus*, *Acarinina* aff.

Рис. 10. Сравнение (при $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$) оптимальной группировки, основанной на данных 16 скважин группы 1 региона шельф Лабрадора — северная часть Большой Ньюфаундлендской банки, с условной зональностью Градштейна и Вильямса [29], основанной из данных четырех скважин, и зональностью Градштейна (не опубликовано), основанной на девяти скважинах из той же группы. База данных по четырем и по девяти скважинам приводит к 8-членной биостратиграфической схеме. В результате оптимальной группировки остается 68 событий (исчезновений таксонов), сгруппированных в девять отчетливых расположенных по возрасту кластеров, сходных с комплексными фаунистическими зонами. Заштрихованы наиболее полезные для стратиграфии части кластеров. Последовательность видов, отмеченных косыми крестиками или черными кружками, являющаяся общей для оптимальной группировки и для условной зональности, указывает стратиграфически сравнимую последовательность, имеющую лишь небольшие отклонения. В частности, это очевидно из последовательности черных кружков на диаграмме ключевых руководящих форм в T-зональности. Более детальные обсуждения приведены в тексте.

broedermanni и *A. intermedia-wilcoxensis*. Их возраст — ранний эоцен. По результатам наблюдений в нескольких скважинах распространённость (частая) *Subbotina patagonica* коррелируется с глинами Рознес в Дании, представляющими собой литостратиграфический эквивалент глин Лондон ипрского яруса (=зоны *Morozovella formosa* — *M. aragonensis* [11]).

Выше следует большой и плотный кластер, включающий планктонные формы *Acarinina densa* и *Pseudohastigerina wilcoxensis*, исчезнувшие в среднем эоцене, и *Uvigerina batjesi*, *Turrilina brevispira*, *Spiroplectamina spectabilis*, *Cibicoides alleni* и *C. blanpiedi*. Эти бентосные формы либо ограничены в распространении эоценом, либо исчезают в эоцене [43, 33, 39, 10, 29]. При условии $k_c \geq 5$, $m_c \geq 3$ следующий кластер отделяется от непосредственно подстилающего кластера; при $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$ уровень разделения кластеров становится произвольным. Наличие исчезновений *Pseudohastigerina micra* и *Cyclammina amplexans* и реже *Turborotalia pomeroli* коррелируется со средне- и позднеэоценовыми слоями.

Кластер с *Turrilina alsatica* относится к олигоценовому возрасту. Согласно Батьесу [6], этот таксон встречается в глинах Бум в Бельгии и ограничен «средним» олигоценом; Хансен [33] отмечает его распространение в средне- и верхнеолигоценовых глинах Дании. Тьялсма (готовится к печати) встречал представителей *Turrilina*, похожих на *T. alsatica*, во всех стандартных зонах олигоцена (P18—P22) в ряде скважин Проекта глубоководного бурения (DSDP), но весьма удивительно, что в наших скважинах *T. alsatica* никогда не наблюдалась совместно со стандартным олигоценовым планктоном (см. рис. 9, группа 2, олигоцен). Данные по скважинам шельфа Лабрадора свидетельствуют о мелководных условиях, наличии локального олигоценового пробела и о привносе грубообломочного материала в переходный период от эоцена к миоцену. Возможно, что эти события связаны с крупномасштабными изменениями уровня моря в олигоцене. В данном случае установить зональность не удалось, так как часть олигоценовых слоев пропущена.

Следующий кластер, содержащий *Globigerina praebulloides*, *Gyroidina girardana* и *Spiroplectamina carinata*, возможно, имеет ранне- и среднемиоценовый возраст, [12 и 29], о чем свидетельствует распределение этих событий в скважинах группы 2, содержащих ранне- и среднемиоценовый планктон, что будет рассмотрено позднее.

Непосредственно выше залегает кластер с *Ceratobulimina contraria* и *Asterigerina gurichi*, который может иметь средне- или позднемиоценовый возраст. К сожалению, в наших скважинах нет твердых опорных точек для миоценового планктона (как в группе 2) и для распространённости рода *Asterigerina* (присутствует исключительно в скважинах группы 1). Наличие

A. gurichi в основании плиоцен-плейстоценового кластера на рис. 10 и ее отсутствие в кластере, лежащем ниже, являются функцией а) субъективного выделения кластеров, которое отражает ход времени в «разобщенной» хроностратиграфической единице, б) недостатка информации о кластерах в стратиграфически наиболее молодой части разреза и переработке таксонов. Представляется наиболее приемлемым считать самый молодой кластер позднемиоценовым — четвертичным.

Один из интересных вопросов — это количество верхнемиоценовых отложений, присутствующих в скважинах; только несколько скважин из группы 2 содержат позднемиоценовый планктон (рис. 11 и 12), что позволяет сделать вывод о значительном пробеле, являющемся результатом резкого понижения уровня моря.

Кластер в верхней части последовательности содержит таксоны из современных отложений, включая *Cassidulina teretis*, используемые как постмиоценовые руководящие формы [29]. Это согласуется с найденным в некоторых скважинах плиоценовым планктоном.

Скважины группы 2, шельф Новой Шотландии и южная часть Большой Ньюфаундлендской банки. Выделение оптимальных кластеров в группе 2, состоящей из шести скважин, пробуренных на шельфе Новой Шотландии и южной части Большой Ньюфаундлендской банки, основано на анализе точек исчезновения 60 таксонов ($k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$; рис. 9). Рассмотрение нижней части палеогеновых отложений при небольшом числе скважин приводит к меньшей детальности расчленения, чем в группе 1. В данных по ископаемым организмам, насчитывающим несколько пересечений моментов исчезновения в неогеновых отложениях в скважинах группы 2, учитывается расширенный миоценовый кластер.

Оптимальные кластеры в группе 2 можно расположить от более древних к более молодым, т. е. от раннего эоцена до плиоцена — плейстоцена. В результате такого расположения должны получиться соответствующие пары планктонных форм, так как большинство выделенных кластеров присутствует в стандартной зональной схеме Стейнфорта и др. [58].

Находящийся в основании кластер с *Morozovella subbotinae* соответствует зонам *Morozovella subbotinae* и *M. formosa formosa* раннеэоценового возраста. Следующий, расположенный выше кластер содержит *Acarinina soldadoensis*, *Morozovella caucasica* и *M. aragonensis*; он эквивалентен зонам *Acarinina aragonensis* и *A. pentacamerata* раннеэоценового возраста. *Subbotina inaequispira*, *Acarinina* aff. *broedermanni*, *A. aff. pentacamerata* и *A. densa*, образующие следующий кластер, коррелируются с зонами *Hantkenina aragonensis* — *Morozovella lehneri* начала среднего эоцена. Следующий отчетливо выделяющийся кластер со-

держит *Subbotina linaperta*, *Turborotalia pomeroli*, *Globigerinata heka index* и *Globigerina tripartita*. Он соответствует зонам *Truncorotaloides rohri* — *Turborotalia cerroazulensis* s.l. самого конца среднего и позднего эоцена.

Два следующих небольших кластера содержат бентосные формы *Uvigerina galloway* олигоценового возраста и планктонные руководящие формы зон *Globorotalia opima opima* и *Globigerina ciperoensis*, которые соответствуют стандартной зоне «*Globorotalia*» *opima opima* позднего олигодена.

Выше идет довольно обширный кластер. Использование большего числа скважин может привести к разделению его на отдельные комплексы, более полезные в стратиграфическом отношении. Если данные по скважинам непрерывны, то базальная часть этого кластера, возможно, соответствует границе олигодена и миоцена. Наличие выше по разрезу слоев с «*Globorotalia*» *continua* (возможно, включающих *G. acrostoma*), *Globigerinoides trilobus*, *Globoquadrina altispira*, *G. dehiscens* (около А) напоминает раннемиоценовые зоны с *Globoquadrina*, выделенные Берггреном [8] и Пуром [50]. Группа с *Globorotalia johsi* (большой частью *G. johsi peripheroronda*) в середине данного кластера отчетливо коррелируется с зонами от *Catapsydrax stainforthi* до *Globorotalia johsi* s.l., которые охватывают интервал от раннего до среднего миоцена.

Усредненные верхние отметки (около В) *Globorotalia praemenardii*, *G. siakensis* и *Globigerina praebulloides*, возможно, соответствуют зоне *Globorotalia siakensis* верхней части среднего миоцена. Скважины с этими таксонами также группируются по исчезновению *Martinotiella communis*. Шрадер и др. [53] отмечают эту глубоководную форму среднемиоценового возраста в Норвежском море.

Плотный кластер таксонов около буквы С, состоящий из *Scaphopod* sp. 1, *Orbulina universa* и *Spiroplectammina carinata*, коррелируется с кластерами *S. carinata* и *Asterigerina gurichi* скважин группы 1. Возраст их может быть среднемиоценовым или несколько более молодым.

Три следующих небольших кластера состоят из таксонов, известных в современных осадках атлантической континентальной окраины. Верхний из них с *Globorotalia crassaformis*, а также самая верхняя в списке *Neogloboquadrina pachyderma* имеют постмиоценовый возраст. В одной или двух скважинах этот таксон включает также типичную форму *N. atlantica* [50], но плохое качество проб не дает возможности разделить эту группу. Изредка в скважинах в интервале, соответствующем плиоцену, отмечаются *Globorotalia* aff. *puncticulata* и *G. inflata*, но они встречаются столь спорадически, что нет возможности включить их в оптимальную последовательность. Изучение исходных данных показывает, что кластеры с *Globorotalia menardii* и *G. obesa*

коррелируются с *Neogloboquadrina acostaensis*, если этот вид встречается более чем в одной скважине. Таким образом, этот кластер, возможно, имеет позднемиоценовый или раннеплиоценовый возраст.

Различия между южной и северной оптимальными последовательностями, рассмотренные в предыдущих разделах, применимы и к оптимальным кластерам. О некоторых из них стоит упомянуть, хотя из-за малого числа скважин в южной группе нельзя сделать твердых заключений. В южной группе *Spiroplectamina spectabilis* исчезает в ранне-, а не в среднеэоценовом кластере; этот вывод может оказаться ошибочным в связи с тем, что в оптимальной последовательности этот таксон занимает место между 43 и 60 позициями и его положение определено с низкой точностью. То же самое можно сказать и о нижележащей соседней форме *Acarinina soldadoensis*. *Cyclammina amplectens*, типичный эоценовый таксон (в северной группе скважин), встречается в южном олигоценовом кластере. На юге он наблюдался только в трех из шести скважин, и его верхняя точка может оказаться ошибочной. Кроме того, он может встречаться в переработанном виде.

Объективная и субъективная зональность. То, что кластеры, полученные при оптимальном группировании как для северной, так и для южной совокупности скважин, можно расположить от наиболее древних до самых молодых дает возможность проверить пригодность модели. Такая проверка показывает, что статистическая модель, отражающая частоты пересечения событий в оптимальной последовательности, дает результаты, имеющие биостратиграфический смысл и напоминающие условную комплексную зональность. Следует отметить, что при этом (как и при изучении любой зональности) нужно располагать достаточным количеством скважин, которое в нашей ситуации может быть равно 10 или более.

Другой способ «проверки» стратиграфического смысла модели заключается в непосредственном сравнении полученных оптимальных групп с каким-либо вариантом субъективного решения. С этой целью был проведен подсчет видов (рис. 10) по 16 скважинам северной группы при $k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$ для выделения кластеров, которые сравнивались с комплексной зональностью Градштейна и Вильямса [29], использовавших четыре скважины, а также Градштейна (не опубликовано) по девяти из той же группы скважин.

Субъективное биостратиграфическое решение как по четырем, так и по девяти скважинам приводит к 8-членному делению кайнозойского разреза, что дает геологически осмысленную региональную корреляцию. Некоторые зоны были выделены предварительно, и их возраст определен неточно. Отчетливые палеоценовые события в этих скважинах не наблюдались.

Полученные оптимальные кластеры комплексов видов имеют сходство с последовательностью двух условных комплексных зональностей. В соответствующих последовательностях комплексов отмечается хорошая согласованность между парами коррелируемых видов, а отклонения весьма незначительны. Это также следует из расположения руководящих форм как в вероятностной, так и в условной (Т) зональности (на рис. 10 показано черными кружками). Каждая группа руководящих форм в последовательности из Т зон занимает свое место, стратиграфически соответствующее вероятностной последовательности, за исключением *A. gurichi*, как уже отмечалось выше. Нет никакой опасности в том, что статистический метод использует усредненное положение событий в отличие от субъективного метода, в котором обычно используются абсолютные отметки, т. е. самые верхние (или самые нижние). При этом следует отметить три момента. Во-первых, в наших данных практически нет примеров, когда бы абсолютные и усредненные отметки приводили к существенно различным стратиграфическим решениям. Во-вторых, при использовании многих скважин отмечается тенденция приближения усредненных отметок к их абсолютным значениям. В-третьих, при субъективном подходе нет строгости в использовании понятия абсолютной отметки, причем обычно используется самая верхняя часть диапазонов таксонов. Для того чтобы детально оценить расхождение между этими двумя категориями, можно построить субъективную и объективную диаграммы диапазонов, желательно детальные, по опробованным разрезам.

УСЛОВНАЯ БИОСТРАТИГРАФИЧЕСКАЯ СХЕМА ПЛАНКТОНА

В этом разделе мы рассмотрим с субъективных позиций данные по кайнозойским планктонным фораминиферам из 22 скважин, расположенных на шельфе Новой Шотландии, Большой Ньюфаундлендской банке и шельфе Лабрадора. В каждой скважине выявлено распространение фаунистических комплексов и одиночных таксонов, которые скоррелированы. Для описания зональности, изменяющейся в зависимости от широты, используются два варианта планктонной биостратиграфической схемы, один для шельфа Новой Шотландии и южной части Большой Ньюфаундлендской банки, а другой — для северной части Большой Ньюфаундлендской банки и шельфа Лабрадора. Эта схема привязана к стандартной зональности низких широт [58], а также к информационным схемам для средних широт, разработанным Берггреном [8] и Пуром [50] для Северной Атлантики.

При этом были поставлены три задачи:

1. Построить 7—12-членную зональность, которая дополняет «вероятностную» зональность, основанную на данных по бентосу и планктону.

2. Дать всесторонний обзор регионального кайнозойского планктонного комплекса микрофауны дополнительно к комплексу, рассмотренному в связи с «вероятностной зональностью».

3. Провести исследования, направленные на построение завершенного варианта зональности кайнозойских планктонных фораминифер для средних и высоких широт Атлантики. В связи с этим мы не определяем зоны формально, а вводим номенклатуру зональности, основанную только на базе региональных данных. Наши данные несколько ущербны из-за недостаточного проникновения в нижние региональные стратиграфические единицы диапазонов большинства руководящих форм.

В некоторых более ранних исследованиях использовались региональные данные по планктону кайнозойских отложений. К этим исследованиям относятся работы Бартлетта [4], Бартлетта и Хамдена [5] и Асколи [1] по шельфу Новой Шотландии и южной части Большой Ньюфаундлендской банки, а также Градштейна и Сриваставы [31] по шельфу Лабрадора и северной части Большой Ньюфаундлендской банки.

Первые исследования были проведены Бартлеттом, который собрал результаты опробования, включая данные по ранним разведочным скважинам в области Большой Ньюфаундлендской банки и Новой Шотландии. Хотя эти данные и были стратиграфически неполными, они отчетливо опознавались как низкоширотные. В этих исследованиях палеобиогеография планктона рассматривается как функция региональной палеоэкологии, палеогеографии Атлантики, а также палеоклиматических тенденций. Влияние мощного палеогенового и миоценового тропического течения (Гольфстрим) на континентальной окраине ослабло в среднем миоцене (зона *post-Globorotalia fohsi*). После этого времени тропическую микрофауну (хотя северная граница ореала распространения *Hantkenina* отмечается в эоценовых комплексах) сменил высокоширотный комплекс, состоящий из *Neogloboquadrina pachyderma* и *Globigerina bulloides*.

Асколи [1] в своем докладе о результатах исследования мезозойской и кайнозойской микрофауны в скважинах на шельфе Новой Шотландии привел таблицу кайнозойского планктона по данным семи скважин. Этот список, состоящий из 43 соответствующих друг другу пар таксонов, приведен на рис. 11. Основываясь главным образом на стратиграфических диапазонах руководящих форм, Постума [52] предложил 9-членную региональную схему зональности. Им были выделены следующие зоны: зона *Subbotina pseudobulloides* — ранний палеоцен; зона *Morozovella velascoensis*, *Planorotalites pseudomenardii* — средний — поздний палеоцен; зона *Morozovella subbotinae* — ранний эоцен; зона *Turborotalia cerroazulensis*, *Acarinina densa* — средний — поздний эоцен; зона *Globigerina ampliapertura* — ранний олигоцен; зона *Globorotalia opima opima* — средний олигоцен; зона

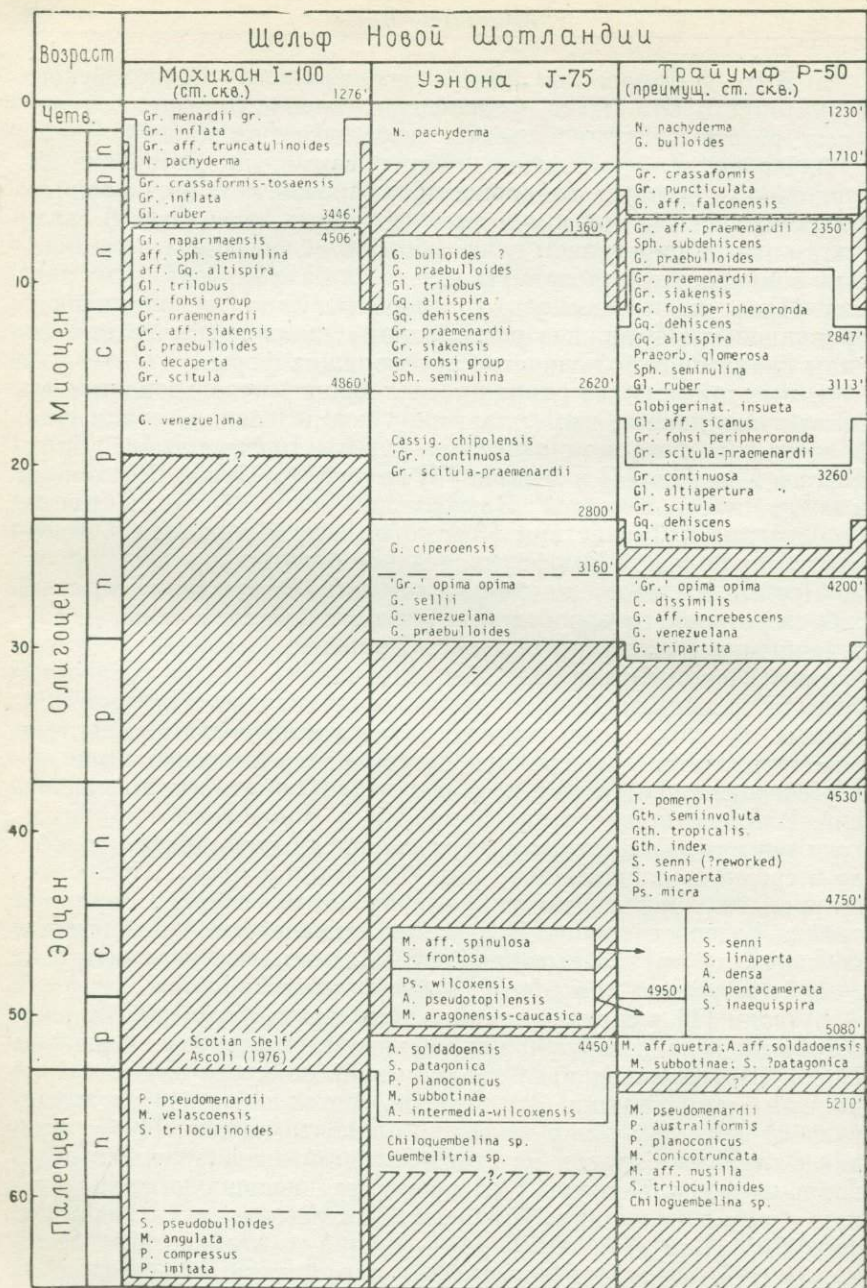
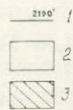
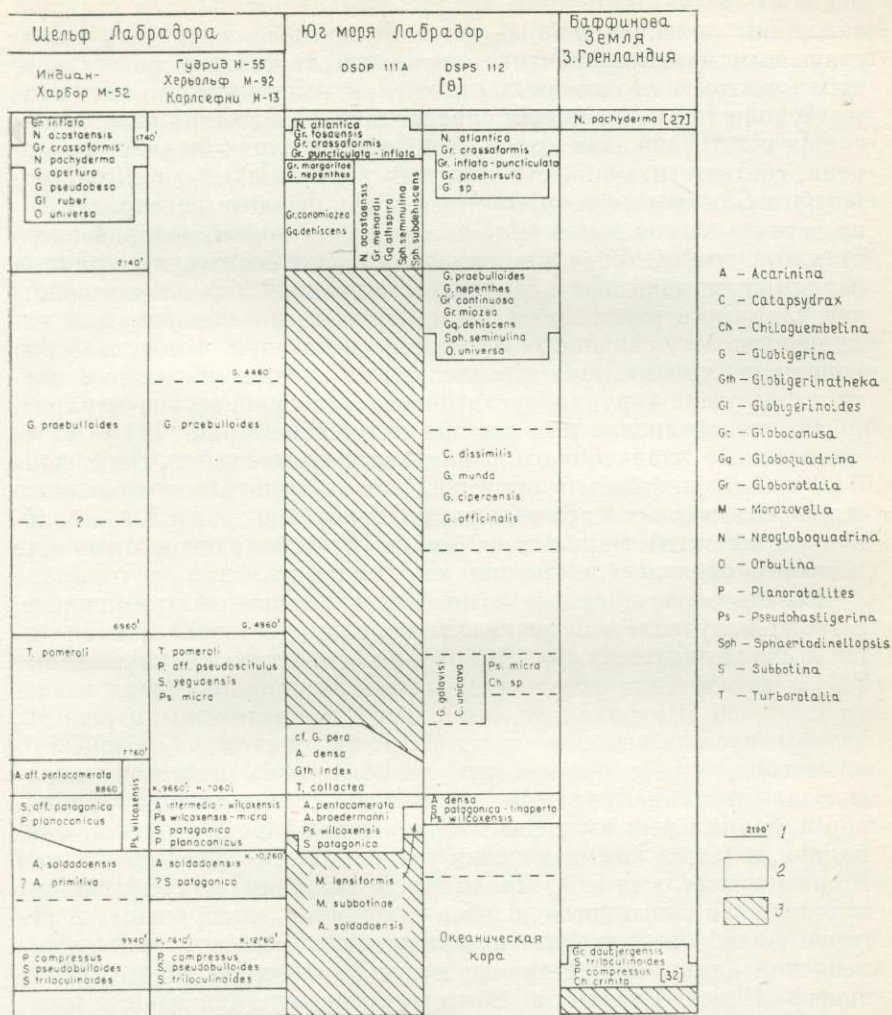


Рис. 11. Стратиграфическое распределение и корреляция кайнозойских планктонных фораминифер в шести скважинах группы 2 в регионе шельф Новой Шотландии — южная часть Большой Ньюфаундлендской банки. 1 — верхняя граница таксона (футы); 2 — отсутствие планктонных фораминифер; 3 — пробел; ст. скв. — пробы со стенок скважин.



Шесть рассматриваемых скважин на шельфе Новой Шотландии и южной части Большой Ньюфаундлендской банки более детально опробованы, включая большое число проб из боковых стенок скважин Трайумф Р-50 и Мохикан I-100, и лучше обработаны. Скважины Трайумф Р-50 и Брант Р-87 наиболее богаты ископаемой фауной. В общей сложности по всем шести скважинам было определено более 70 планктонных таксонов, моменты исчезновения которых или частичные диапазоны распространения были представлены более чем 15 стратиграфически последовательными (с некоторыми перекрытиями) группами от палео-

ценового до четвертичного возраста. На рис. 11 для каждой скважины приведен полный фаунистический состав с соответствующим нижним значением возраста. В связи с недостаточным охватом палеоценовых отложений имеющимися скважинами Асколи [1] использовал определения из соседних скважин.

На рис. 11 показан крупный перерыв в слоях нижнего олигоцена, соответствующий стандартным зонам *Cassiderinella chipolensis* и *Globigerina ampliapertura*. Этот перерыв непосредственно перекрывается зоной *Globigerina opima opima*, которая представлена всюду, тогда как нижняя стратиграфическая граница перерыва неравномерна. Наблюдается также локальное отсутствие части эоценовых слоев. Этот перерыв мог образоваться из-за недостатка осадочного материала в течение относительного понижения уровня моря и последующей эрозии прибрежной части в олигоцене (крупное эвстатическое понижение уровня моря).

Резкое обеднение или вообще отсутствие (рис. 11) позднемиоценового планктонного комплекса фауны стандартной зоны *Globorotalia acostaensis* произошло в результате ускоренного остывания водных масс в высоких широтах и развития мелководных областей. Бартлетт и Хамден [5] добавляют к этому еще и послемииоценовую тенденцию к остыванию.

Резкое послезоценовое и послесреднемиоценовое обмеление, а также оскудение или внезапное местное исчезновение планктона в скважинах шельфа Лабрадора объясняются аналогично [31]. При изучении скважин шельфа Лабрадора и северной части Большой Ньюфаундлендской банки, показанных на рис. 12, авторы воспользовались схемой распределения кайнозойского планктона, чтобы представить региональную палеобиогеографию как функцию эволюции планктона, открытия моря Лабрадор и фациальных изменений на континентальной окраине Лабрадора, а также климатических тенденций Северной Атлантики и арктических островов. Число полезных в стратиграфическом отношении планктонных видов в скважинах, пробуренных в регионе шельф Лабрадора — северная часть Большой Ньюфаундлендской банки, снижается до менее 30 по сравнению с 75 на шельфе Новой Шотландии. Эти стратиграфические данные можно объяснить широким распространением в эоценовое время глубоководных условий, тогда как появление мелководных условий в олигоцене и неогене привело к сокращению числа таксонов. Кроме того, на континентальной окраине Западной Атлантики северной границей распространения килевых форм является северная часть Большой Ньюфаундлендской банки ($\pm 48^\circ$ с. ш.). К северу от этой области исчезают палеоцен-эоценовые формы *Morozovella* и неогеновые *Globorotalia* S. str., а планороталиды, турбороталиды, акарининиды, субботиниды и глобигериниды остаются. Мы приписываем появление необычных эоценовых данных в скважине Фрейдис: некоторых предста-

вителей *Hantkenina* и *Globigerinatheka* — проникновению течения Гольфстрим на север. Максимальное сокращение планктона в низких широтах вдоль канадского побережья наблюдается в раннем и среднем миоцене и несколько меньшее в среднемiocеновое время. Лабрадорское течение, которое в настоящее время омывает канадское атлантическое побережье, является постмиоценовым.

На рис. 12 показана корреляция планктонных комплексов фауны кайнозойских осадочных образований в восьми скважинах из 16 в регионе северная часть Большой Ньюфаундлендской банки — шельф Лабрадора. В остальных восьми скважинах почти всюду нулевые данные. С целью корреляции на рис. 12 приведены также данные из скважин DSDP 111A и 112 в южной части моря Лабрадор [8, 51], а также бедные данные из полозы вокруг моря Баффина [32, 26].

Внутренние связи южного и северного планктонных фаунистических комплексов, приведенных на рис. 11 и 12, дали возможность создать зональную схему, изображенную на рис. 13. В этой биостратиграфической упрощенной схеме значительно сокращено число названий. Вместо максимального решения, основанного на рассмотрении всех встречающихся руководящих форм, которые бывают редкими, рассматривалось «среднее положение». Основное внимание уделялось тем таксонам, которые наиболее часто встречаются в южной или северной части континентальной окраины, а также таксонам, которые носят отчетливо выраженный тропический характер.

В интервале (рис. 11 и 12) с *Subbotina pseudobulloides*, *S. trilocolinoides* и *Planorotalites compressus* последний таксон является редким; фаунистический комплекс этого интервала коррелируется со стандартной зоной *Subbotina pseudobulloides* через *Morozovella uncinata* или *M. angulata* и относится к раннему палеоцену. На Прибрежных равнинах (США) Олсоном [49] и в Нугсуаке (Западная Гренландия) Хансеном [32] была обнаружена *Globoconusa daubjergensis*, которая ни в одной канадской скважине не встречена. Критическое рассмотрение правильности размера фракций не дало результатов; это может указывать на то, что наша зона имеет в основном постдатский возраст.

Верхнепалеоценовый интервал, содержащий *Planorotalites pseudomenardii*, изучался в скважине Трайумф P-50 и Камберленд В-55. Связанные с ним таксоны *P. australiformis*, *P. planiconicus*, *P. chapmani* и редкие морозовеллиды сходны с *M. pusilla*, *M. conicotruncata* и *M. velascoensis*. В северных скважинах Индиан-Харбор и Карлсефни интервал с редкими субботинидами (? *S. patagonica* и *S. trilocolinoides*), а также редкими *Acarinina soldadoensis* без *Pseudohastigerina*, возможно, коррелируется с интервалом Берггрена [8] с *Subbotina velascoensis* и *S. triangularis*, а также со стандартной зоной *Morozovella velascoen-*

Возраст	Низкие широты [58] с небольшими изменениями для позднего неогена)	Северная Атлантика ([7, 8 и 50] с небольшими изменениями)	Шельф Новой Шотландии — юг Большой Ньюфаундленд- ской банки (эта статья и [1])	Шельф Лабрадора — север Большой Ньюфаундлендской банки (эта статья)	Норвежское море [53]
Четв.	<i>Gr. truncatulinoides</i>				
Плиоцен	П <i>P. obliquiloculata</i>	<i>Gr. inflata</i>	<i>N. pachyderma</i>	<i>Gr. inflata</i>	<i>N. pachyderma</i>
	Р <i>Gr. margaritae</i>	<i>Gr. puncticulata</i>	Sin.	<i>Gr. crassaformis</i>	
Миоцен	П <i>N. acostaensis</i>	<i>N. acostaensis</i>	dextr. <i>N. atlantica</i>		<i>N. atlantica S</i> <i>N. atlantica D</i> <i>N. acostaensis</i>
	С <i>Gr. menardii</i>	<i>G. druryi</i>			" <i>Gr. mayeri - siakensis</i> "
	<i>Gr. siakensis</i>		<i>Gr. praemenardii-Gr. siakensis</i> <i>Gr. fohsi group-Sph. seminulina</i>		
	<i>Gr. fohsi</i> fohsi ^{lobata} periph.	<i>Gr. praemenardii</i> <i>Gr. praescitula</i>			
	<i>Pr. glomerosa</i> <i>G. insueta</i>	<i>Orbulina</i> <i>Praeorbulina</i>			
Р <i>C. stainforthi</i>			<i>'Gr.'</i> <i>continosa</i> <i>Globigerinoides</i> spp.	<i>G. praebulloides</i>	
<i>G. dissimilis</i>					
<i>'Gr.'</i> <i>kugleri</i>	<i>Globoquadrina</i> spp. (<i>baroemoenensis</i> ; <i>praedehiscaens</i>)				
Олигоцен	П <i>G. ciproensis</i>		<i>G. ciproensis</i>	<i>Globoquadrina</i> spp.	
	<i>'Gr.'</i> <i>opima opima</i>		<i>'Gr.'</i> <i>opima opima</i> <i>G. tripartita</i>	?	
	<i>G. ampliapertura</i>	<i>Chiloquembelina</i>	<i>G. munda</i>		
	Р <i>Cass. chipolensis</i> <i>Ps. micra</i>		<i>G. ampliapertura</i>		

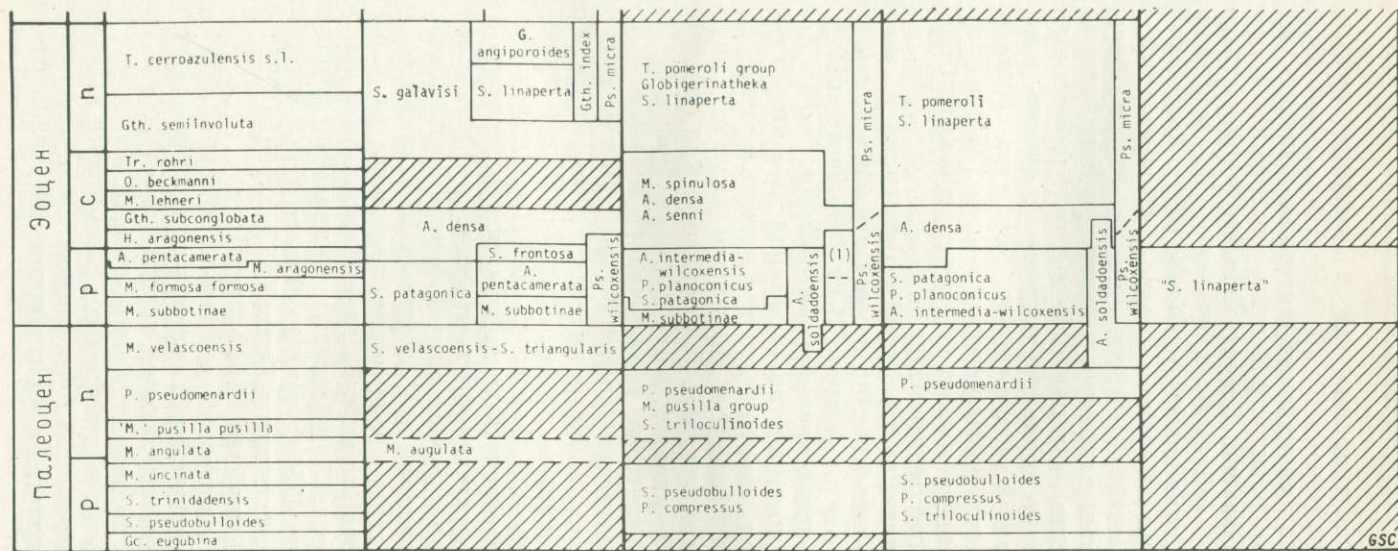


Рис. 13. Меняющаяся в зависимости от широты схема зональности, основанная на фаунистических комплексах планктонных фораминифер регионов южная часть Большой Ньюфаундлендской банки — шельф Новой Шотландии (рис. 11) и северная часть Большой Ньюфаундлендской банки — шельф Лабрадора (рис. 12). Вместо того чтобы стремиться к максимально-му решению, основанному на наблюдении всех, хотя и редких, руководящих форм, было использовано «усредненное» положение. Особое внимание уделялось тем таксонам, которые встречаются достаточно часто, чтобы их можно было использовать для корреляции, а также таксонам с ярко выраженным тропическим характером. Схема привязана к низкоширотной стандартной зональности [58] и к информационным среднеширотным схемам, разработанным Бергреном [8] и Пуром [50] для Северной Атлантики. Учтены также данные по Норвежскому морю [53]. Штриховка означает недостаток или отсутствие информации. (1) — *M. aragonensis-caucasica*.

sis p.p., лежащей ниже традиционной в микропалеонтологии границы палеоцен — эоцен.

В южных скважинах упомянутый интервал непосредственно перекрывается широко распространенным интервалом с обильной палеоископаемой фауной. Встречающиеся в нем таксоны включают *Acarinina intermedia-wilcoxensis*, *A. soldadoensis* (главным образом *A. soldadoensis soldadoensis*), *Planorotalites planoconicus*, *Subbotina patagonica* и одно- и двухапертурную *Pseudohastigerina wilcoxensis* (последние два таксона распространены локально, как, например, в скважине Бонависта С-99 на глубине 11 510 футов). Их наиболее высокое совместное появление определяет зону, коррелирующуюся со средне- и высокоширотным интервалом, содержащим *Subbotina patagonica* (? = *Globigerina linaperta* из Норвежского моря [35]), и со стандартными низкоширотными зонами от *Morozovella subbotinae* до *Acarinina pentacamerata* раннего эоцена.

В южных скважинах (шельф Новой Шотландии и южная часть Большой Ньюфаундлендской банки) эту зону можно разделить на нижнюю и верхнюю части. В нижней части совместно встречаются редкие представители *Morozovella subbotinae* и *M. formosa*. Насколько известно, *M. aragonensis* отсутствует. Этот нижний интервал коррелируется с низкоширотной стандартной зоной *M. subbotinae* (? и *M. formosa formosa*) нижней части раннеэоценовых отложений. Верхний интервал, также выделенный в скважинах северной части скважин Большой Ньюфаундлендской банки, содержит верхние части диапазонов группы *Planorotalites planoconicus-australiformis*, *Morozovella* aff. *aequa* и *Acarinina pseudotopilensis* вместе с таксонами, перечисленными выше для зоны в целом. *Acarinina densa* (включая *A. spinuloinflata* Bandy и *A. bubbrooki* Bolli), которая часто встречается в северной части Большой Ньюфаундлендской банки, и *Morozovella aragonensis* образуют зону, лежащую выше. То же самое верно и для представителей фауны, расположенных между *Morozovella caucasica* и *M. aragonensis*. Такие представители могут занимать стратиграфическое положение от верхней части интервала с *Subbotina patagonica* — *Planorotalites planoconicus* — *Acarinina intermedia/wilcoxensis* (например, скважина Трайумф Р-50, глубина 4950 футов) до нижней части интервала с *A. densa* (например, скважины Херон Н-73, глубина 5680 футов, и Бонависта С-99, глубина 11 010 футов).

Следующий кверху интервал диапазона с зоной *Acarinina densa* в качестве верхней границы основан на группировании самых высоких появлений следующих таксонов: *Subbotina inaequispira* (редко), *S. frontosa*, *Acarinina senni*, *A. pentacamerata*, *A. aragonensis*, *A. broedermanni* (редко), *Morozovella* aff. *spinulosa* (редко) и *Truncorotaloides rohri* (редко). Этот фаунистический комплекс коррелируется с низкоширотными стандартными

зонами от *Hantkenina aragonensis* до *Globigerinatheka subconglobata*, что соответствует низам среднего эоцена, но может отвечать более молодой среднеэоценовой зоне *Truncorotaloides rohri*.

В северном регионе интервал с *Acarinina densa* включает наряду с зональной руководящей формой редких представителей *A. senni*, *A. aff. pentacamerata*, *Subbotina frontosa*, а также необычные формы *Hantkenina* sp. и *Globigerinatheka kugleri* из скважины Фрейдис В-87 с глубины 1274,06 фута. Мы приравниваем этот фаунистический комплекс среднеширотному интервалу Бергрена [8] с *Acarinina densa*, имеющему возраст от конца раннего до начала среднего эоцена.

Верхняя часть фаунистического комплекса *A. densa* в южном регионе совпадает с литологическим переходом от карбонатных пород к кластическим; не исключено, что к этой границе приурочен перерыв. Непосредственно выше распространен фаунистический комплекс с группой *Turborotalia pomeroli — cerroazulensis* (редко), *Globigerinatheka* sp., *Globigerina linaperta*, *Pseudohastigerina micra*, *Globigerina yeguaensis* и *G. venezuelana*. Первые два рода не достигают северного региона. Этот комплекс фауны коррелируется со стандартными зонами от *Globigerinatheka semiinvoluta* до *Turborotalia cerroazulensis* s.l., которые относятся к позднему эоцену. Стандартная низкоширотная зона *Globorotalia optima optima*, принадлежащая позднему олигоцену [34], совместно с маркирующей зоной *Globigerina sellii*, *G. gortanii*, *G. venezuelana*, *G. praebulloides*, *G. tripartita*, *G. ciperoensis*, *Catapsydrax dissimilis* и *C. unicavus* присутствуют в пяти из шести скважин на юге, а на севере не выделяются. То же самое относится и к самой поздней олигоценовой стандартной зоне *Globigerina ciperoensis*, встреченной в скважинах Уэнона Г-75 на глубине 2800 футов и Киттивейк Р-50 на глубине 3760 футов.

Выше зоны *Globorotalia optima optima* олигоценового возраста и ниже последующих событий среднего миоцена расположен интервал с часто встречающимся *Globoquadrina* spp. (включая *dehiscens* и *altispira*), а выше его интервал с *Globigerinoides* (включая редкие *primordius*). Крупные особи *Globigerina venezuelana* в этом комплексе исчезают, исчезает также *Globorotalia*, приведенная в списке как *G. continuosa* Blow, но, возможно, более близкая к *G. acrostoma* и к небольшим рассеянным *G. ?archeomenardii*. В северных скважинах соответствующих эквивалентов нет.

В южных скважинах Трайумф Р-50 (глубина 3113 футов) и Херон Н-73 (глубина 3340 футов) встречаются изолированные *fohsi peripheroronda*; они коррелируются с зонами от *Globigerinoides sicanus*, *Globigerinatella insueta* и *Globorotalia natella insueta* до *Globorotalis fohsi peripheroronda* непосредственно ниже и выше границы раннего и среднего миоцена. Это

отражает события, связанные с потеплением и представленные интервалами с *Praeorbulina* и *Globigerinoides sicanus*, выделенными Берггреном [8] и Пуром [50]. Более широко распространенный и заметный комплекс фауны, коррелирующийся со среднемиоценовыми стандартными зонами от *Globorotalia fohsi* s.l. до *G. praemenardii* и среднеширотными зонами от *G. praemenardii* до *Globigerina druryi* [8, 50], встречается во всех шести южных скважинах. Этот комплекс представлен моментами исчезновения *Globorotalia praemenardii* (часто), *Globorotalia siakensis*, *Globorotalia fohsi peripheroronda*, *Globoquadrina* spp., *Sphaeroidinellopsis seminulina* и *Globigerina praebuloides*. Последние три таксона также встречены в среднемиоценовых отложениях моря Лабрадор (скв. 112) и в северной части Большой Ньюфаундлендской банки (скважины Доминион 0-23, глубина 2010 футов, и Камберленд В-55, 3450 футов). *Globigerina praebuloides* представляет собой таксон, продвинувшийся дальше на север вдоль континентальной окраины предположительно в среднемиоценовое время.

Стандартные позднемиоценовые и плиоценовые, а также четвертичные зоны выделяются на южных подходах к морю Лабрадор [51], но не определяются во всех скважинах континентальной окраины. Есть свидетельства присутствия позднемиоценовой зоны *Neogloboquadrina acostaensis* в южных скважинах Брант Р-87 (1630—2160 футов) и Киттивейк Р-11 (1900—2380 футов) с *N. acostaensis* и исключительно без постмиоценовых форм, а также наличие плиоценового интервала с редкими *Globorotalia crassaformis*, *G. inflata* и без *G. truncatulinoides* (Индиан-Харбор М-52, глубина 1740 футов, Трайумф Р-50, 1710 футов, Мохикан I-100, 3440 футов). Последняя форма встречается в четвертичных отложениях скважины Мохикан I-100 (1276—3395 футов).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Наилучший подход к получению информации или решению проблемы заключается в комбинации различных стратегий. Здесь были описаны две модели кайнозойской зональности по фораминиферам, которые дают возможность понять особенности кайнозойской биостратиграфии и провинциализма северо-западной континентальной окраины Атлантики.

Одна модель является условной биостратиграфической схемой для планктона, использующей события, заключающиеся в исчезновении таксонов, и верхние части диапазонов. Эта модель приводит к дифференцированной в зависимости от широты 7—12-членной схеме (рис. 11, 12, 13), которая является наиболее эффективной для региона шельф Новой Шотландии — южная часть Большой Ньюфаундлендской банки.

	Планктонные фораминиферы	Бентосные фораминиферы
Четвертичный	<i>N. pachyderma</i>	<i>Cassidulina teretis</i>
Плиоцен	<i>Gr. inflata, Gr. crassaformis</i>	
Миоцен	<i>Globigerina praebulloides</i>	<i>Asterigerina gurichi</i>
		<i>Spiroplectamina carinata</i>
		<i>Turrilina alsatica</i>
Эоцен	<i>Turborotalia pomeroli</i> <i>Subbotina linaperta</i>	<i>Cyclammina amplexens</i> <i>Pteropod sp.1</i>
	<i>Acarinina densa</i>	<i>Spiroplectamina spectabilis</i>
	<i>S. patagonica</i> <i>P. planiconicus</i>	<i>Megaspore sp.1</i>
	<i>P. pseudomenardii</i>	
	<i>Subbotina pseudobulloides</i> <i>Planorotalites compressus</i>	
Палеоцен	<i>Planorotalites compressus</i>	<i>Gavelinella beccariiiformis</i> <i>Rzehakina epigona</i>

Рис. 14. Схема зональности для шельфа Лабрадора и северной части Большой Ньюфаундлендской банки. Правый столбец основан на оптимальных последовательностях, приведенных на рис. 9 и 10. В левом столбце обобщены условные схемы для планктона, приведенные на рис. 11 и 12. Полученное стратиграфическое решение относительно консервативно. Подробное обсуждение см. в двух предыдущих разделах.

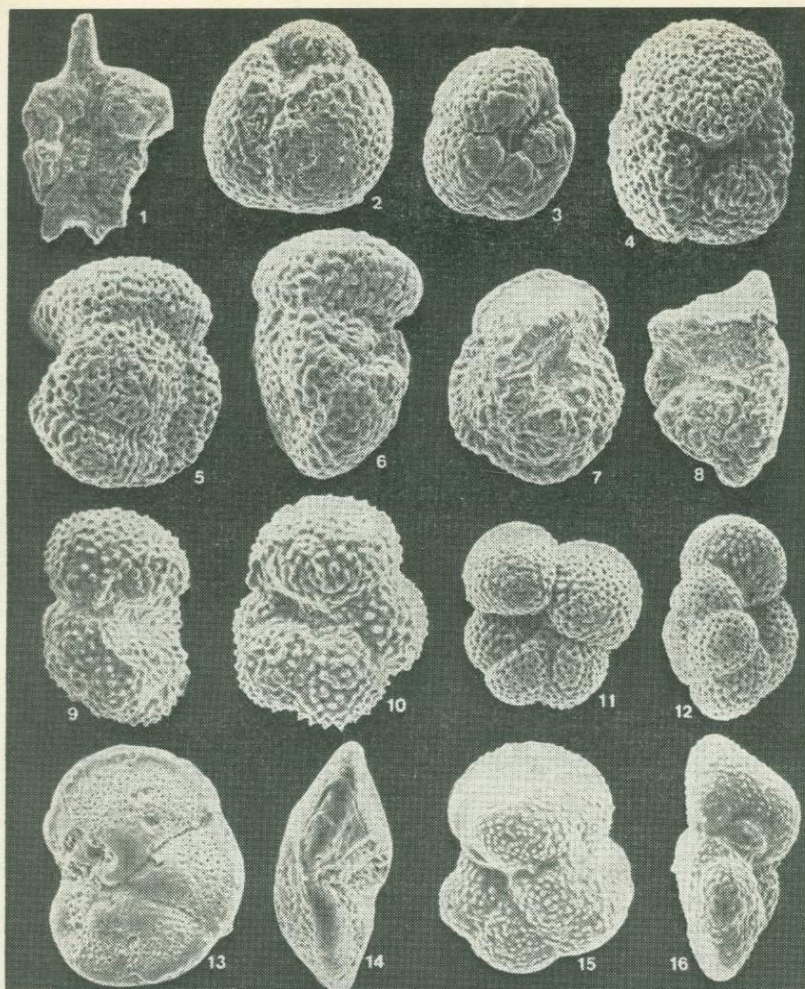


Фото 1. Палеогеновые планктонные фораминиферы.

1 — *Hantkenina* sp.; скв. Фрейдис В-57, 4270 футов, шельф Лабрадора. 2 — *Acarinina senni* (Beckmann); скв. Трайумф Р-50, 4750 футов, шельф Новой Шотландии. 3, 4, 5, 6 — *Acarinina densa* (Cushman); три представителя из скв. Киттивейк Р-11, 5500 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 7, 8 — *Morozovella aragonensis* (Nuttall), *M. caucasica* (Glaessner); скв. Трайумф Р-50, 4950 футов, шельф Новой Шотландии. 9, 10 — *Acarinina intermedia* (Subbotina), *A. wilcoxensis* (Cushman, Ponton); скв. Бонависта С-99, 11 510 футов, северная часть Большой Ньюфаундлендской банки. 11, 12 — *Acarinina pentacamerata* (Subbotina); скв. Трайумф Р-50, 4852 фута, шельф Новой Шотландии. 13, 14 — *Planorotalites pseudomenardii* (Bolli); скв. Трайумф Р-50, 5460 футов, шельф Новой Шотландии. 15, 16 — *Planorotalites planoconicus* (Subbotina) скв. Бонависта С-99, 11 510 футов, северная часть Большой Ньюфаундлендской банки.

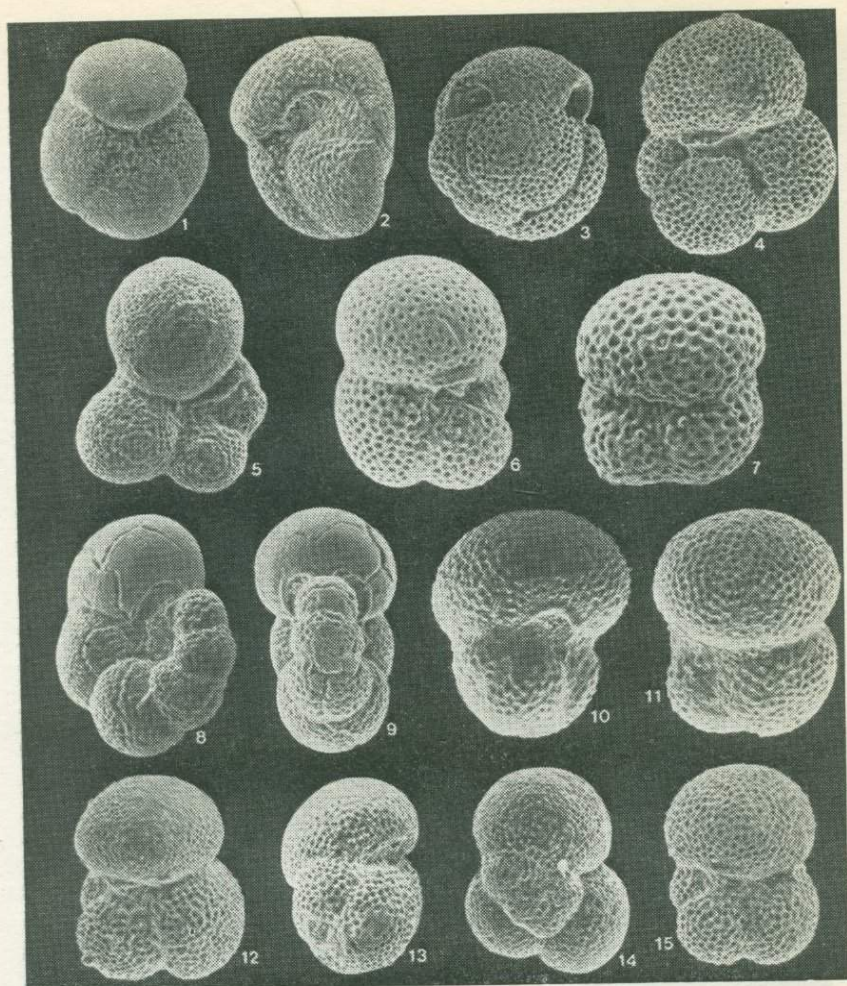
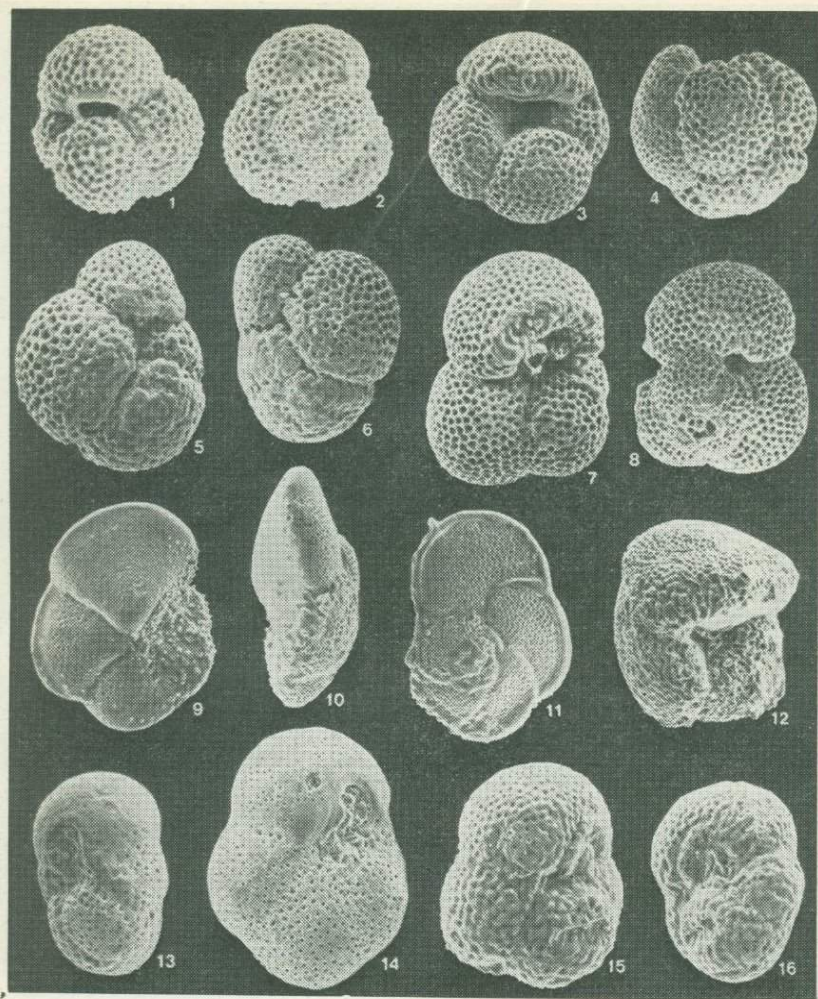


Фото 2. Палеогеновые планктонные фораминиферы.

1, 2 — *Turborotalia pomeroli* (Tomarkinae, Bolli); скв. Терн А-68, 8540 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 3 — *Globigerinatheka index* (Finlay); скв. Киттивейк Р-11, 4840 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 4 — *Subbotina yeguaensis* (Weinzierl, Applin); скв. Киттивейк Р-11, 4930 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 5 — *Subbotina inaquispira* (Subbotina); скв. Трай-умф Р-50, 4950 футов, шельф Новой Шотландии. 6, 7 — *Subbotina linaperta* (Finlay); два представителя из скв. Киттивейк Р-11, 5230 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 8, 9 — *Pseudohastigerina wilcoxensis* (Cushman, Ponton); скв. Доминион О-23, 10 020 футов, северная часть Большой Ньюфаундлендской банки. 10, 11 — *Subbotina frontosa* (Subbotina); скв. Трай-умф Р-50, 4825 футов, шельф Новой Шотландии. 12, 13, 14, 15 — *Subbotina patagonica* (Todd, Kniker); четыре представителя из скв. Бонависта С-99, 11 610—11 810 футов, северная часть Большой Ньюфаундлендской банки.



21

Фото 3. Неогенные планктонные фораминиферы.

1, 2 — *Globigerina praebulloides* Blow; скв. Бьярни Н-81, 3960 футов, шельф Лабрадора. 3, 4 — *Globoquadrina altispira* Bolli; скв. Трайумф Р-50, 3113 футов, шельф Новой Шотландии. 5, 6 — *Sphaeroidinellopsis seminulina* (Schwager); скв. Трайумф Р-50, 2800 футов, шельф Новой Шотландии. 7, 8 — *Globigerina primordius* Blow, Banner; скв. Трайумф Р-50, 2650 футов, шельф Новой Шотландии. 9, 10, 11 — *Globorotalia praemenardii* Cushman, Stainforth; три представителя из скв. Херон Н-73, 2980 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 12 — *Globoquadrina dehiscens* Chapman, Parr, Collins; скв. Трайумф Р-50, 3113 футов, шельф Новой Шотландии. 13, 14, 15, 16 — *Globorotalia acrostoma* Wezel — *Globorotalia mayeri* Cushman, Ellisor (отмечена как «*Globorotalia*» *continuosa* Blow); четыре представителя из скв. Херон Н-73, 3340 футов, Большая Ньюфаундлендская банка.

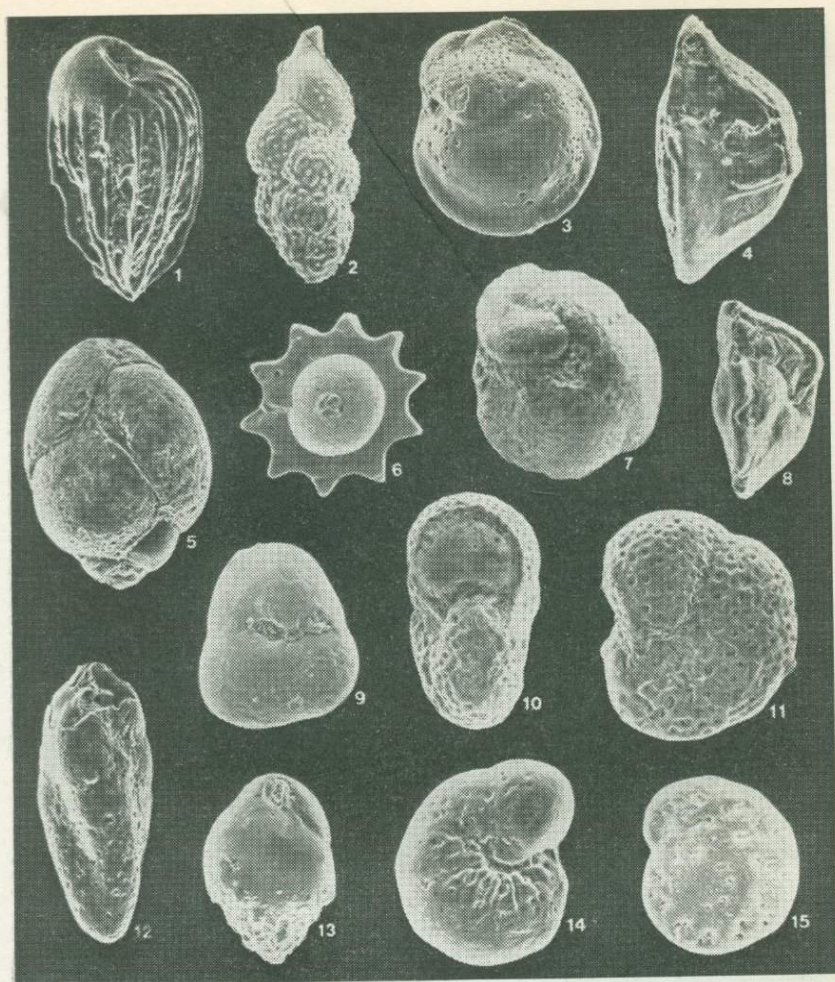


Фото 4. Палеогеновые карбонатные бентосные фораминиферы.

1 — *Bulimina alazanensis* Cushman; скв. Киттивейк Р-11, 5340 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 2 — *Uvigerina batjesi* Kaasschieter; скв. Карлсефни Н-13, 8960 футов, шельф Лабрадора. 3—4 — *Cibicidoides blanpiedi* (Toulmin); два представителя из скв. Гудрид Н-55, 6800 футов, шельф Лабрадора. 5 — *Bulimina ovata* d'Orbigny; скв. Карлсефни Н-13, 6800 футов, шельф Лабрадора. 6 — *Nodosaria* sp. 11 (наблюдается только в виде обломков); скв. Карлсефни Н-13, 9160 футов, шельф Лабрадора. 7, 8 — *Cibicidoides westi* Howe; скв. Карлсефни Н-13, 9460 футов, шельф Лабрадора. 9 — *Allomorphina* sp. 1; скв. Сиорри I-90, 9520 футов, шельф Лабрадора. 10, 11 — *Gavelinella danica* (Brotzen); два представителя из скв. Индиан-Харбор М-52, 10240 футов, шельф Лабрадора. 12 — *Bullmina Trigonalis* Ten Dam; скв. Фрейдис В-87, 3910 футов, шельф Лабрадора. 13 — *Bulimina midwayensis* Cushman, Parker; скв. Доминион О-23, 9770 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 14 — *Gavelinella beccariiiformis* (White); скв. Индиан-Харбор М-52, 10540 футов, шельф Лабрадора. 15 — *Gavelinella beccariiiformis* (White); скв. Херьольф М-92, 7250 футов, шельф Лабрадора.

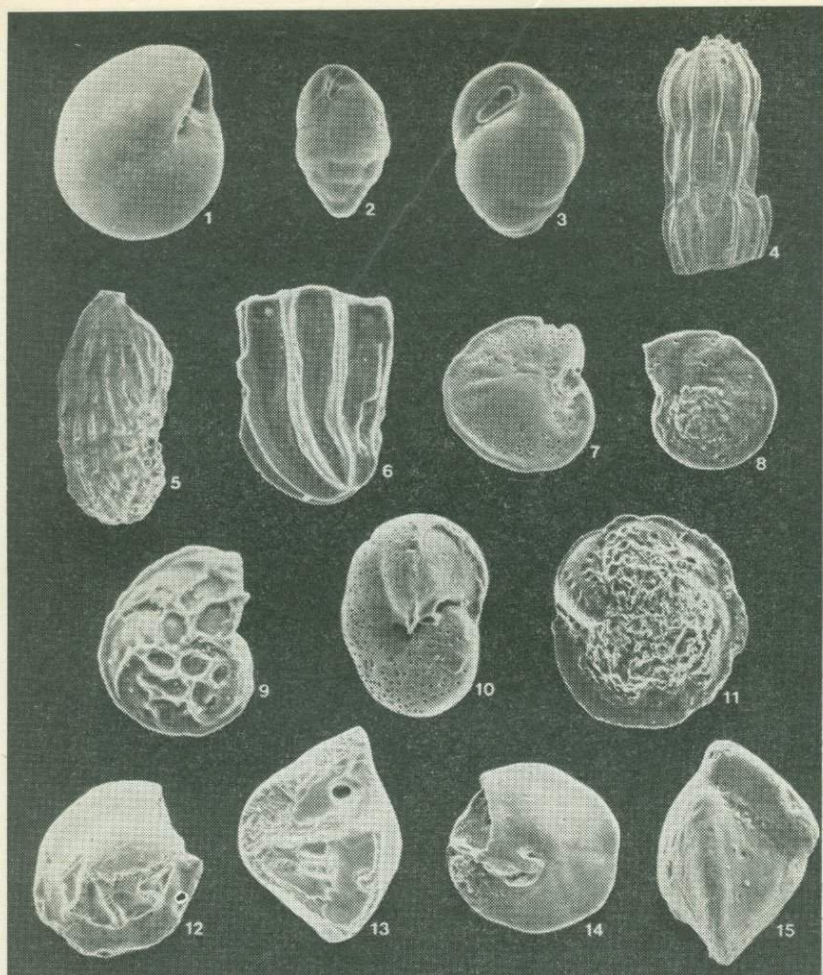


Фото 5. Палеогеновые карбонатные бентосные фораминиферы.

1 — *Alabamina wolterstorffi* (Franke); скв. Бьярни Н-81, 3960 футов, шельф Лабрадора. 2 — *Turrilina alsatica* Andreea; скв. Лиф М-48, 3886 футов, шельф Лабрадора. 3 — *Turrilina alsatica* Andreea; скв. Мурре G-67, 1020 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 4 — *Nodosaria* sp. 8; скв. Лиф М-48, 3790 футов, шельф Лабрадора. 5 — *Marginulina* ex. gr. *decorata* Reuss; скв. Лиф М-48, 4090 футов, шельф Лабрадора. 6 — *Plectofrondicularia* sp. 1; скв. Бьярни Н-81, 5360 футов, шельф Лабрадора. 7 — *Cibicidoides alleni* (Plummer); скв. Лиф М-48, 4720—5070 футов, шельф Лабрадора. 8 — *Cibicidoides alleni* (Plummer); скв. Фрейдис В-81, 5660 футов, шельф Лабрадора. 10 — *Anomalina* sp. 1; скв. Фрейдис В-87, 3820 футов, шельф Лабрадора. 11 — *Cibicidoides granulosus* (Вукова); скв. Киттивейк Р-11, 5110 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 12, 13 — *Epistomina* sp. 5 (возможно, *E. cocenica* Cushman, Hanna); два представителя из скв. Лиф М-48, 5250 футов, шельф Лабрадора. 14, 15 — *Eponides* sp. 5 (возможно, *E. plummerae* Cushman); два представителя из скв. Лиф М-48, 5250 футов, шельф Лабрадора.

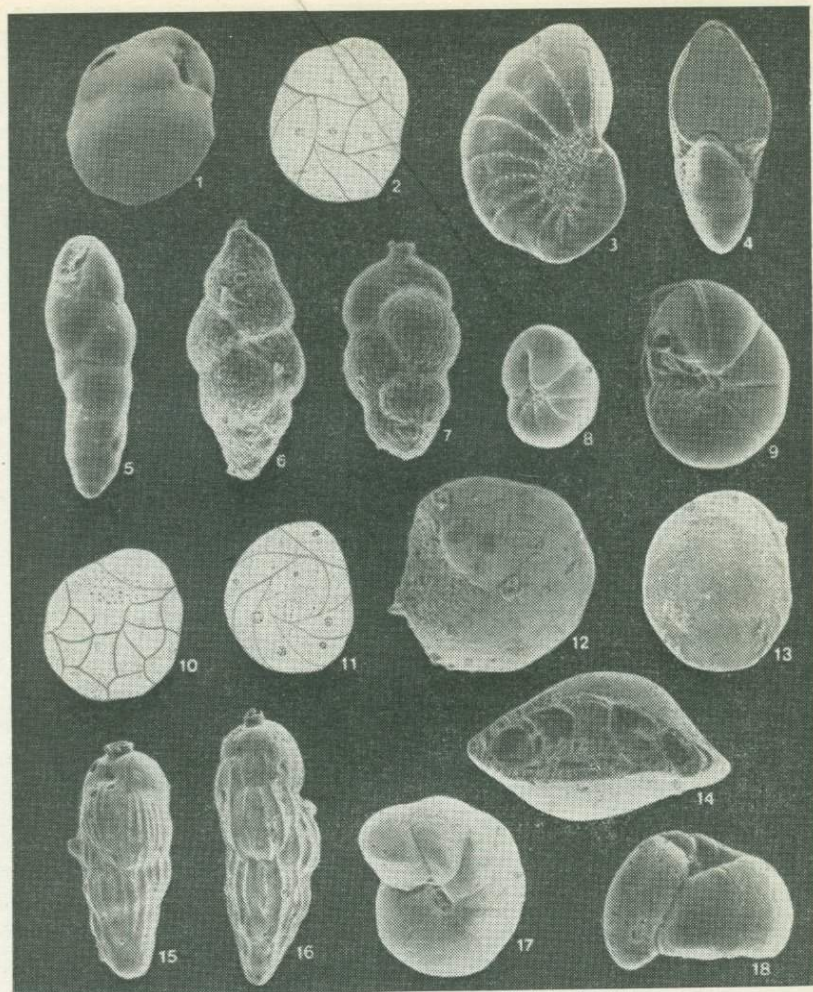


Фото 6. Карбонатные бентосные фораминиферы.

1 — *Cassidulina teretis* Norvang; скв. Лиф М-48, 1300 футов, шельф Лабрадора. 2 — *Cassidulina teretis* Norvang; скв. Лиф Е-38, 1500 футов, шельф Лабрадора. 3, 4 — *Nonionella pizarrensis* (Begy); скв. Херон Н-73, 1150 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 5 — *Bulimina* (?*Caucasina*) *elongata* (d'Orbigny) [зафиксирована как *Fursencoina gracilis* (Collins)]; скв. Киттвейк Р-11, 970 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 6, 7 — *Uvigerina canariensis* d'Orbigny; два представителя из скв. Индиан-Харбор М-52, 2040 футов, шельф Лабрадора. 8 — *Ceratobulimina contraria* (Reuss); скв. Эгрет К-36, 1500 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 9 — *Ceratobulimina contraria* (Reuss); скв. Лиф М-48, 2670 футов, шельф Лабрадора. 10, 11 — *Asterigerina* ex. gr. *gurichi* (Franke); переработанная на глубине 1210 футов в скв. Лиф М-48, шельф Лабрадора. 12 — *Asterigerina* ex. gr. *gurichi* (Franke); скв. Осрей Н-84, 1280 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 13 — *Asterigerina* ex. gr. *gurichi* (Franke); скв. Эгрет К-36, 950 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 15, 16 — *Uvigerina dumblei* Cushman, Arplin; два представителя из скв. Брант Н-83, 3360 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 17, 18 — *Gyroidina girardana* (Reuss); скв. Лиф Е-38, 3430 футов, шельф Лабрадора.

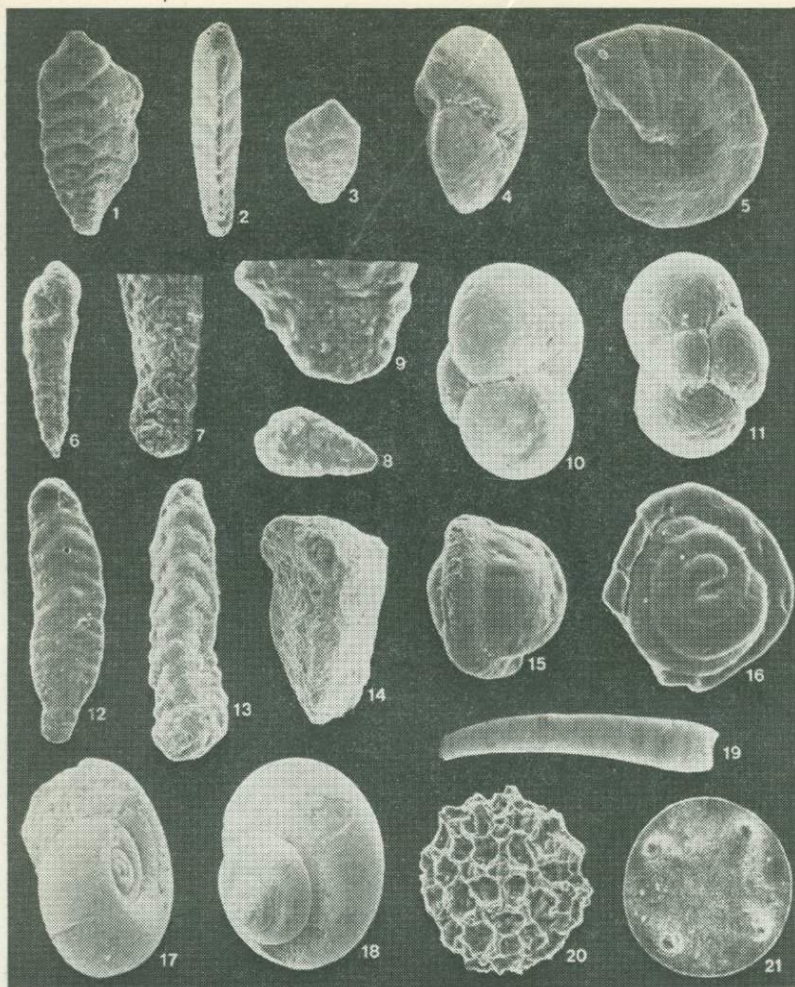


Фото 7. Агглютинирующие бентосные фораминиферы и смешанные формы.
 1, 2 — *Spiroplectammina carinata* d'Orbigny; скв. Лиф М-48, 3380 футов, шельф Лабрадора. 3 — *Spiroplectammina carinata* (d'Orbigny); скв. Лиф М-48, 3380 футов, шельф Лабрадора. 4, 5 — *Cyclammina amplexans* Grzybowski; скв. Бьярни Н-81, 5560 футов, шельф Лабрадора. 6, 7 — *Spiroplectammina navarroana* Cushman [зафиксирована как *Textularia plummerae* (Lalicker)]; скв. Доминион О-23, 8550 футов, северная часть Большой Ньюфаундлендской банки; на фиг. 7 видна спиральная начальная часть раковины. 8, 9 — *Spiroplectammina navarroana* Cushman [зафиксирована как *Textularia plummerae* (Lalicker)]; скв. Фрейдис В-87, 5050 футов, шельф Лабрадора; на фиг. 9 видна спиральная начальная часть раковины. 10, 11 — *Ammosphaeroidina* sp. 1 (зафиксирована как *Quadrimorphinella uncauta* Vetrova); скв. Доминион О-23, 7320 футов, северная часть Большой Ньюфаундлендской банки. 12, 13 — *Spiroplectammina spectabilis* (Grzybowski); два представителя из скв. Бьярни Н-81, 6560 футов, шельф Лабрадора. 14 — *Tritaxia* sp. 3; скв. Трайумф Р-50, 4950 футов, шельф Новой Шотландии. 15, 16 — *Glomospira corona* Cushman, Jarvis; два представителя из скв. Лиф М-48, 5820 футов, шельф Лабрадора.

Другая модель основана на оптимальной последовательности и методах оптимального группирования, которые дают стратиграфические решения, использующие все исчезновения бентосных и планктонных таксонов. Эта модель представляет интерес при решении задач корреляции. Рассмотрены решения для 16 скважин группы 1; комбинация строгого решения при условии $k_c \geq 5$, $m_c \geq 3$, со «слабым» решением ($k_c \geq 3$, $m_c \geq 3$) приводит (рис. 10) к гибкой 9-членной комплексной зональности и оптимальной последовательности исчезновений таксонов для региона шельф Лабрадора — северная часть Большой Ньюфаундлендской банки. Руководящие формы в отдельных последовательных фаунистических комплексах дают хроностратиграфические значения точек и преобразуют непрерывную относительную временную шкалу, как и предполагалось при разработке методической банки на основании оптимального группирования. Для уточнения градуировки потребовалось провести изучение разрезов с керновыми скважинами, чтобы выделить диапазоны бентосных и планктонных таксонов.

Рис. 14 обобщает результаты изучения зональности для региона шельф Лабрадора — северная часть Большой Ньюфаундлендской банки на основании оптимального группирования и условной биостратиграфической схемы по планктону. Полученное стратиграфическое решение относительно консервативно.

Мы показали, что статистические методы позволяют выявить комплексную зональность, основанную по возможности на большем количестве информации, предназначенной для крупномасштабной шкалы или детальной корреляции; оптимальные последовательности событий служат стандартом, с которым сравниваются отдельные (новые) стратиграфические последовательности. Метод дает усредненную диаграмму диапазонов и пригоден для обработки больших массивов данных.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

ЧИСЛОВОЙ СЛОВАРЬ ФОРАМИНИФЕР С РАЗЛИЧНЫМИ РАКОВИНАМИ ИСКОПАЕМЫХ ТАКСОНОВ

- | | |
|---------------------------|--------------------------|
| 1. NEOGLOBOQUADRINA | CRASSAFORMIS |
| PACHYDERMA | 6. NEOGLOBOQUADRINA |
| 2. GLOBIGERINA APERTURA | ACOSTAENSIS |
| 3. GLOBIGERINA PSEUDOBESA | 7. GLOBIGERINOIDES RUBER |
| 4. GLOBOROTALIA INFLATA | 8. ORBULINA UNIVERSA |
| 5. GLOBOROTALIA | 9. FURSENKOINA GRACILIS |

17, 18 — *Gastropod* sp. 1 (зафиксирована как «*Pteropod*» sp. 1); два представителя из скв. Петрел А-62, 2580 футов, Большая Ньюфаундлендская банка. 19 — *Scaphopod* sp. 1; скв. Лиф Е-38, 3030 футов, шельф Лабрадора. 20 — *Megaspore* sp. 1; скв. Бьярни Н-81, 6260 футов, шельф Лабрадора. 21 — «*Coscinoidiscus*» sp. 1; скв. Бьярни Н-81, 2860 футов, шельф Лабрадора.

10. UVIGERINA CANARIENSIS
11. NONIONELLA PIZARRENSIS
12. EHRENBURGIA SERRATA
13. HANZAWAIA CONCENTRICA
14. TEXTULARIA AGGLUTINANS
15. GLOBIGERINA
PRAEBULLOIDES
16. CERATOBULIMINA
CONTRARIA
17. ASTERIGERINA GURICHI
18. SPIROPLECTAMMINA
CARINATA
19. GLOBIGERINOIDES SP
20. GYROIDINA GIRARDANA
21. GUTTULINA PROBLEMA
22. COSCINODISCUS SPP
24. TURRILINA ALSATICA
25. COARSE ARENACEOUS SPP
26. UVIGERINA DUMBLEI
27. EPONIDES UMBONATUS
28. CIBICIDOIDES SP5
29. CYCLAMMINA AMPLECTENS
30. CIBICIDOIDES BLANPIEDI
31. PTEROPOD SP1
32. QUADRIMORPHINELLA
INCAUTA
33. TURBOROTALIA POMEROLI
34. MARGINULINA DECORATA
35. SPIROPLECTAMMINA
DENTATA
36. PSEUDOHASTIGERINA
WILCOXENSIS
37. ACARININA AFF
PENTACAMERATA
38. LENTICULINA SUBPAPILLOSA
39. ALABAMINA WILCOXENSIS
40. BULIMINA ALAZANENSIS
41. PLECTOFRONDICULARIA SP1
42. CIBICIDOIDES ALLENI
43. BULIMINA MIDWAYENSIS
44. CIBICIDOIDES AFF WESTI
45. BULIMINA TRIGONALIS
46. MEGASPORE SP1
47. PLANOROTALITES
PLANOCONICUS
48. ANOMALINA SP5
49. OSANGULARIA EXPANSA
50. SUBBOTINA PATAGONICA
51. ACARININA PRIMITIVA
52. ACARININA SOLDADOENSIS
53. UVIGERINA BATJESI
54. TEXTULARIA PLUMMERAE
55. GAVELINELLA
BECCARIIFORMIS
56. GLOMOSPIRA CORONA
57. SPIROPLECTAMMINA
SPECTABILIS
58. EPONIDES SP8
59. RZEHAKINA EPIGONA
60. PLANOROTALITES
COMPRESSUS
61. SUBBOTINA
PSEUDOBULLOIDES
62. GAVELINELLA DANICA
63. NODOSARIA SP11
64. CASSIDULINA ISLANDICA
65. COSCINODISCUS SP1
67. SCAPHOPOD SP1
69. NODOSARIA SP8
70. ALABAMINA WOLTERSTORFFI
71. EPISTOMINA ELEGANS
73. EPONIDES SP3
74. EPONIDES SP5
75. LENTICULINA ULATISENSIS
76. CASSIDULINA SP
77. ELPHIDIUM SP
78. UVIGERINA PEREGRINA
79. GLOBIGERINA TRIPARTITA
80. CYCLAMMINA CANCELLATA
81. GLOBIGERINA VENEZUELANA
82. SUBBOTINA LINAPERTA
83. PLANOROTALITES
PSEUDOSCITULUS
84. SUBBOTINA YEGUAENSIS
85. PSEUDOHASTIGERINA MICRA
86. TURRILINA BREVISPIRA
87. BULIMINA AFF.
JACKSONENSIS
88. SIPHOGENEROIDES
ELEGANTA
89. MOROZOVELLA SPINULOSA
90. ACARININA DENSE
92. MOROZOVELLA CAUCASICA
93. ACARININA AFF.
BROEDERMANNI
94. GLOBIGERINATHEKA
KUGLERI
96. ACARININA INTERMEDIA
WILCOXENSIS
109. CASSIDULINA CURVATA
110. GLOBIGERINA BULLOIDES
111. PARAROTALIA SP1
112. MARGINULINA BACHEI
113. GLOBOROTALIA MENARDII
GROUP
114. GLOBIGERINOIDES
SACCULIFER
115. GLOBOROTALIA OBESA
116. ORBULINA SUTURALIS
117. SPHAEROIDINA BULLOIDES
118. EPISTOMINA SP5
119. SPHAEROIDINELLOPSIS
SUBDEHISCENS
120. GLOBOROTALIA SIAKENSIS
121. GLOBIGERINA NEPENTHES
122. SPHAEROIDINELLOPSIS
SEMINULINA
123. GLOBIGERINOIDES

- TRILOBUS
 124. GLOBOQUADRINA DEHISCENS
 125. «GLOBOROTALIA» CONTINUOSA
 126. GLOBIGERINOIDES OBLIQUUS
 127. GLOBIGERINITA NAPARIMAENSIS
 128. GLOBOROTALIA PRAEMENARDII
 130. SIPHONINA ADVENA
 131. CIBICIDOIDES TENELLUS
 132. «GLOBOROTALIA» OPIMA NANA
 133. LENTICULINA SP3
 134. LENTICULINA SP4
 135. GLOBIGERINA SP40
 136. MELONIS BARLEANUM
 137. GLOBIGERINOIDES PRIMORDIUS
 138. GLOBIGERINA ANGUSTIUMBILICATA
 139. «GLOBOROTALIA» OPIMA OPIMA
 140. ROTALIATINA BULIMOIDES
 141. PLANULINA RENZI
 142. GYROIDINA SOLDANII MAMILLIGERA
 143. UVIGERINA GALLOWAY
 144. TURBOROTALIA CERROAZULENSIS
 145. ANOMALINOIDES ALLENI
 146. SUBBOTINA EOCAENA
 147. CATAPSYDRAX AFF. DISSIMILIS
 148. GLOBIGERINATHEKA INDEX
 149. GLOBIGERINATHEKA TROPICALIS
 150. GLOBIGERINA GORTANII
 151. BULIMINA BRADBURYI
 153. BULIMINA COOPERENSIS
 154. ANOMALINOIDES MIDWAYENSIS
 155. ANOMALINOIDES GROSSERUGOSA
 156. SUBBOTINA FRONTOSA
 157. TRITAXIA SP3
 158. SUBBOTINA INAEQUISPIRA
 159. MOROZOVELLA ARAGONENSIS
 160. ACARININA PSEUDOTOPILENSIS
 161. PLANOROTALITES AUSTRALIFORMIS
 162. MOROZOVELLA AEQUA
 164. NUTTALIDES TRUMPYI
 166. MOROZOVELLA SUBBOTINAE
 167. MOROZOVELLA FORMOSA GRACILIS
 172. PSEUDOHASTIGERINA SP
 173. ANOMALINA SP1
 175. ALLOGROMIA SP
 176. ALLOMORPHINA SP1
 177. BOLIVINA DILATATA
 179. GLOBOROTALIA SCITULA PRAESCITULA
 180. GYROIDINA SP4
 181. GYCLOGYRA INVOLVENS
 182. PLECTOFRONDICULARIA SP3
 184. GYROIDINA OCTOCAMERATA
 187. CIBICIDOIDES GRANULOSA
 188. PLEUROSTOMELLA SP1
 190. ANOMALINOIDES ACUTA
 191. «GLOBIGERINA» AFF. HIGGINSI
 194. PLANOROTALITES CHAPMANI
 196. OSANGULARIA SP4
 206. EPONIDES POLYGONUS
 210. LOXOSTOMOIDES APPLINAE
 211. HANTKENINA SP
 213. ARENOBULIMINA SP2
 216. GLOBIGERINOIDES SICANUS
 217. GLOBOROTALIA SCITULA
 218. MARGINULINA AMERICANA
 219. MARTINOTIELLA COMMUNIS
 220. CIBICIDOIDES WUELLERSTORFFI
 221. GLOBIGERINOIDES SUBQUADRATUS
 222. GLOBOQUADRINA ALTISPIRA
 223. GLOBIGERINA CIPEROENSIS
 224. UVIGERINA MEXICANA
 225. GLOBIGERINA AFF. AMPLIAPERTURA
 226. ACARININA SENNI
 227. CIBICIDOIDES AFF. TUXPAMENSIS
 228. CASSIDULINA TERETIS
 230. BULIMINA OVATA
 231. UVIGERINA RUSTICA
 232. GLOBIGERINOIDES IMMATURUS
 233. CATAPSYDRAX UNICAVUS
 234. TRUNCAROTALOIDES AFF. ROHRI
 235. SUBBOTINA BOLIVARIANA
 236. EPONIDES SP4
 237. LENTICULINA SP8
 238. CIBICIDOIDES SP7
 239. NONIONELLA LABRADORICA
 240. ELPHIDIUM CLAVATUM
 241. GLOBOROTALIA TRUNCATULINOIDES
 242. GLOBOROTALIA FOSHI GROUP
 243. GLOBIGERINA DECAPERTA
 244. GAUDRYNA SP10

- | | |
|--|---------------------------------------|
| 245. PRAEORBULINA GLOMEROSA | 252. MOROZOVELLA AFF. QUETRA |
| 246. GLOBIGERINATELLA
INSUETA | 253. SUBBOTINA
TRILOCULINOIDES |
| 247. GLOBIGERINOIDES
ALTIAPERTURA | 254. PLANOROTALITES
PSEUDOMENARDII |
| 248. «GLOBOROTALIA» AFF.
INCREBESCENS | 255. MOROZOVELLA
CONICOTRUNCATA |
| 249. GLOBIGERINATHEKA
SEMIINVOLUTA | 256. «MOROZOVELLA» AFF.
PUSILLA |
| 250. VULVULINA JARVISI | 257. CHILOGUEMBELINA SP |
| 251. ANOMALINA SP4 | |

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

АЛФАВИТНЫЙ СЛОВАРЬ ФОРАМИНИФЕР
С РАЗЛИЧНЫМИ РАКОВИНАМИ ИСКОПАЕМЫХ ТАКСОНОВ

- | | |
|---|--|
| 37 <i>Acarinina</i> aff. <i>pentacamerata</i> (Subbotina) | 228 <i>Cassidulina teretis</i> Tappan |
| 51 <i>Acarinina primitiva</i> (Finlay) | 109 <i>Cassidulina curvata</i> Phleger and Parker |
| 52 <i>Acarinina soldadoensis soldadoensis</i> (Bronnimann) | 76 <i>Cassidulina</i> sp. |
| 90 <i>Acarinina densa</i> (Cushman) | 64 <i>Cassidulina islandica</i> Norvang |
| 93 <i>Acarinina</i> aff. <i>broedermanni</i> (Cushman and Bermudes) | 233 <i>Catapsydrax unicus</i> Bolli, Loeblich and Tappan |
| 96 <i>Acarinina intermedia</i> Subbotina — <i>A. wilcoxensis</i> (Cushman and Ponton) | 147 <i>Catapsydrax</i> aff. <i>dissimilis</i> (Cushman and Bermudez) |
| 160 <i>Acarinina pseudotopilensis</i> (Subbotina) | 16 <i>Ceratobulimina contraria</i> (Reuss) |
| 226 <i>Acarinina senni</i> (Beckmann) | 238 <i>Cibicidoides</i> sp. 7 |
| 39 <i>Alabamina wilcoxensis</i> Toulmin | 227 <i>Cibicidoides</i> aff. <i>tuxpamensis</i> Cole. |
| 70 <i>Alabamina wolterstorffi</i> (Franke) | 220 <i>Cibicidoides wuellerstorffi</i> (Schwager) |
| 175 <i>Allogromia</i> sp. | 187 <i>Cibicidoides granulatus</i> (Bykova) |
| 176 <i>Allomorphina</i> sp. 1 | 131 <i>Cibicidoides tenellus</i> (Reuss) |
| 251 <i>Anomalina</i> sp. 4 | 44 <i>Cibicidoides</i> aff. <i>westi</i> (Howe) |
| 173. <i>Anomalina</i> sp. 1 | 42 <i>Cibicidoides alleni</i> (Plummer) |
| 48. <i>Anomalina</i> sp. 5 | 30 <i>Cibicidoides blanpiedi</i> (Toulmin) |
| 154 <i>Anomalinoides</i> <i>midwayensis</i> (Plummer) | 28 <i>Cibicidoides</i> sp. 5 |
| 155 <i>Anomalinoides</i> <i>grosserugosa</i> (Gümbel) | 257 <i>Chiloguembelina</i> sp. |
| 190 <i>Anomalinoides acuta</i> (Plummer) | 25 <i>Coarse arenaceous</i> sp. |
| 213 <i>Arenobulimina</i> sp. 2 | 22 <i>Coscinodiscus</i> spp. |
| 17 <i>Asterigerina gurichi</i> group (Franke) | 65 <i>Coscinodiscus</i> sp. 1 Bettenstaedt |
| | 29 <i>Cyclammina amplexans</i> Grzybowski |
| | 80 <i>Cyclammina cancellata</i> Brady |
| | 181 <i>Cycloygra involvens</i> (Reuss) |
| 177 <i>Bolivina dilatata</i> Reuss | 12 <i>Ehrenbergina serrata</i> Reuss |
| 40 <i>Bulimina alazanensis</i> Cushman | 77 <i>Elphidium</i> sp. |
| 43 <i>Bulimina midwayensis</i> Cushman and Parker | 240 <i>Elphidium clavatum</i> Cushman |
| 45 <i>Bulimina trigonalis</i> Ten Dam | 118 <i>Epistomina</i> sp. 5 |
| 87 <i>Bulimina</i> aff. <i>jacksonensis</i> Cushman | 71 <i>Epistomina elegans</i> (Orbigny) |
| 151 <i>Bulimina bradburyi</i> Martin | 27 <i>Eponides umbonatus</i> . (Reuss) |
| 153 <i>Bulimina cooperensis</i> Cushman | 58 <i>Eponides</i> sp. 8 |
| 230 <i>Bulimina ovata</i> d'Orbigny | 73 <i>Eponides</i> sp. 3 |
| | 74 <i>Eponides</i> sp. 5 |
| | 206 <i>Eponides polygonus</i> Le Calvez |
| | 236 <i>Eponides</i> sp. 4 |

- 9 *Fursenkoina gracilis* (Collins)
- 244 *Gaudryina* sp. 10
- 55 *Gavelinella beccariformis* (White)
- 62 *Gavelinella danica* (Brotzen)
- 2 *Globigerina apertura* Cushman
- 3 *Globigerina pseudobesa* (Salvatorini)
- 15 *Globigerina praebulloides* Blow
- 79 *Globigerina tripartita* Koch
- 81 *Globigerina venezuelana* Hedberg
- 110 *Globigerina bulloides* d'Orbigny
- 121 *Globigerina nepenthes* Todd
- 135 *Globigerina* sp. 40
- 138 *Globigerina angustumbilicata* Bolli
- 150 *Globigerina gortanii* (Borsetti)
- 191 *Globigerina* aff. *higginsi* (Bolli)
- 223 *Globigerina ciperensis* Bolli
- 225 *Globigerina* aff. *ampliapertura* Bolli
- 243 *Globigerina decaperta* Takayanagi and Saito
- 94 *Globigerinatheka kugleri* (Bolli, Loeblich, and Tappan)
- 249 *Globigerinatheka seminvoluta* (Keijzer)
- 148 *Globigerinatheka index* (Finlay)
- 149 *Globigerinatheka tropicalis* (Bow and Banner)
- 246 *Globigerinatheka insueta* Cushman and Stainforth
- 127 *Globigerinita naparimaensis* Brönnimann
- 247 *Globigerinoides altiapertura* Bolli
- 232 *Globigerinoides immaturus* LeRoy
- 221 *Globigerinoides subquadratus* Brönnimann
- 216 *Globigerinoides sicanus* deStefani
- 137 *Globigerinoides primordius* Blow and Banner
- 126 *Globigerinoides obliquus* Bolli
- 123 *Globigerinoides triblobus* (Reuss)
- 7 *Globigerinoides ruber* (d'Orbigny)
- 19 *Globigerinoides* sp.
- 114 *Globigerinoides sacculifer* Brady
- 115 *Globorotalia obesa* Bolli
- 120 *Globorotalia siakensis* LeRoy
- 248 *Globorotalia* aff. *increbescens* (Bandy)
- 113 *Globorotalia menardii* group (Parke, Jones and Brady)
- 5 *Globorotalia crassaformis* (Galloway and Wissler)
- 4 *Globorotalia inflata* (d'Orbigny)
- 125 *Globorotalia continua* Blow
- 128 *Globorotalia praemenardii* Cushman and Stainforth
- 132 *Globorotalia opima nana* Bolli
- 139 *Globorotalia opima opima* Bolli
- 179 *Globorotalia scitula praescitula* Blow
- 217 *Globorotalia scitula* (Brady)
- 241 *Globorotalia truncatulinoides* (d'Orbigny)
- 242 *Globorotalia fohsi* group Cushman and Ellisor
- 222 *Globoquadrina altispira* Bolli
- 124 *Globoquadrina dehiscens* Chapman, Parr and Collins
- 56 *Glomospira corona* Cushman and Jarvis
- 21 *Guttulina problema* d'Orbigny
- 20 *Gyroidina girardana* (Reuss)
- 184 *Gyroidina octocamerata* (Cushman and Hanna)
- 180 *Gyroidina* sp. 4
- 142 *Gyroidina soldanii mamillata* (Andreae)
- 211 *Hantkenina* sp.
- 13 *Hanzawia concentrica* (Cushman)
- 38 *Lenticulina subpapillosa*
- 75 *Lenticulina ulatensis* (Boyd)
- 133 *Lenticulina* sp. 3
- 134 *Lenticulina* sp. 4
- 237 *Lenticulina* sp. 8
- 210 *Loxostomoides applinae* (Plummer)
- 218 *Marginulina americana* (Cushman)
- 34 *Marginulina* ex. gr. *decorata* Reuss
- 112 *Marginulina bacheii* Bailey
- 219 *Martinoitiella communis* (d'Orbigny)
- 46 *Megaspore* sp. 1
- 136 *Melonis barleanum* (Williamson)
- 89 *Morozovella spinulosa* Cushman
- 92 *Morozovella caucasica* (Glaesner)
- 159 *Morozovella aragonensis* (Nuttall)
- 162 *Morozovella aequa* (Cushman and Renz)
166. *Morozovella subbotinae* (Morozova)
- 167 *Morozovella formosa gracilis* Bolli
- 252 *Morozovella* aff. *quetra* (Bolli)
- 255 *Morozovella conicotruncata* (Subbotina)
- 256 *Morozovella* aff. *pusilla* (Bolli)
- 1 *Neogloboquadrina pachyderma* (Ehrenberg)

- 6 *Neogloboquadrina acostaensis* (Blow)
 11 *Nonionella pizarrensis* (Berry)
 63 *Nodosaria* sp. 11
 69 *Nodosaria* sp. 8
 239 *Nonionella labradorica* (Dawson)
 164 *Nuttallides truempyi* (Nuttall)
- 8 *Orbulina universa* d'Orbigny
 116 *Orbulina suturalis* Brönnimann
 49 *Osangularia expansa* (Toulmin)
 196 *Osangularia* sp. 4
- 111 *Pararotalia* sp. 1
 254 *Planorotalites pseudomenardii* (Bolli)
 161 *Planorotalites australiformis* Jenkins
 83 *Planorotalites pseudoscutulus* (Glaessner)
 60 *Planorotalites compressus* (Plummer)
 47 *Planorotalites planoconicus* (Subbotina)
 141 *Planulina renzi* Cushman and Stainforth
 194 *Planorotalites chapmani* (Parr)
 188 *Pleurostomella* sp. 1
 182 *Plectofrondicularia* sp. 3
 41 *Plectofrondicularia* sp. 1
 245 *Praeorbulina glomerata* (Blow)
 172 *Pseudohastigerina* sp.
 85 *Pseudohastigerina micra* (Cole)
 36 *Pseudohastigerina wilcoxensis* (Cushman and Ponton)
 31 Pteropod sp. 1
- 32 *Quadriforminella incauta* (Vetrova)
 140 *Rotaliatina bulimoides* (Reuss)
 59 *Rzehakina epigona* (Rzehak)
- 67 *Scaphopod* sp. 1
 88 *Siphogenerinodes elegantus* (Plummer)
 130 *Siphonina advena* Cushman
- 119 *Sphaeroidinellopsis subdehiscens* (Blow)
 122 *Sphaeroidinellopsis seminulina* (Schwager)
 117 *Sphaeroidina bulloides* d'Orbigny
 57 *Spiroplectammina spectabilis* (Grzybowski)
 35 *Spiroplectammina dentata* (Alth)
 18 *Spiroplectammina carinata* (d'Orbigny)
 146 *Subbotina eocaena* (Gümbel)
 156 *Subbotina frontosa* (Subbotina)
 82 *Subbotina linaperta* (Finlay)
 50 *Subbotina patagonica* (Todd and Kniker)
 61 *Subbotina pseudobulloides* (Plummer)
 158 *Subbotina inaequispira* (Subbotina)
 235 *Subbotina bolivariana* (Petters)
 253 *Subbotina triloculinoides* (Plummer)
 84 *Subbotina yequaensis* (Weinzierl and Applin)
- 14 *Textularia agglutinans* d'Orbigny
 54 *Textularia plummerae* Lalicker
 157 *Tritaxia* sp. 3
 234 *Truncarotaloides aff. rohri* Brönnimann and Bermudez
 24 *Turrilina alsatica* Andreae
 86 *Turrilina brevispira* Ten Dam
 144 *Turborotalia cerroazulensis* (Cole)
 33 *Turborotalia pomeroli* (Toumarkine and Bolli)
- 10 *Uvigerina canariensis* d'Orbigny
 26 *Uvigerina dumblei* Cushman and Applin
 53 *Uvigerina batjesi* Kaasschieter
 78 *Uvigerina peregrina* Cushman
 143 *Uvigerina galloway* Cushman
 224 *Uvigerina mexicana* Nuttall
 231 *Uvigerina rustica* Cushman and Edwards
 250 *Vulvulina jarvisi* Cushman

ПРИЛОЖЕНИЕ 3
ТАКСОНОМИЧЕСКИЕ ПОПРАВКИ

74. *Eponides* sp. 5. Этот вид, показанный на фото 5 под номерами 14 и 15, похож на *Eponides plummerae* Cushman.
118. *Epistomina* sp. 5. Этот вид, показанный под номерами 12 и 13 на фото 5, близок к *Epistomina eocenica* Cushman, Hanna.
9. *Fursenkoina gracilis* (Collins). Представители, зафиксированные в скважинах как *Fursenkoina gracilis* (№ 5 на фото 6), принадлежат к *Bulimina* или *Caucasina* и близки к *Bulimina elongata* (d'Orbigny), иллюстрации которой приведены в работах Маркса [46] и Батьеса [6]. Начальная часть раковины или трохойдная, или многокамерная, а последующая часть удлиненная закрученная трехкамерная, переходящая в закрученную двухкамерную; раковина гладкая, апертура петлевидная. Обычна в миоценовых и олигоценых отложениях.
125. «*Globorotalia*» *continiosa* Blow. Приведенные на фото 3 (13—16) представители этой формы, скорее всего, принадлежат к *Globorotalia mayeri* Cushman, Ellisor и *G. acrostoma* Wezel.
32. *Quadriforminella incauta* (Vetrova). Эта сильно инволютная форма показана на фото 7. Один из признаков — нерастворимость в 10%-ной HCl. В связи с тем, что род *Quadriforminella* по первичному описанию обладает тонкостенной известковистой раковинкой (хотя нередко пиритизирован), более правдоподобно, что наши представители принадлежат к *Ammosphaeroidina* и должны классифицироваться как *A.* sp. 1.
24. *Turrilina alsatica* Andreae и 86. *T. brevispira* Ten Dam (= *T. robertsi* (Howe, Ellis)).
- Turrilina alsatica* Andreae (№ 2 и 3 на фото 5) и *T. brevispira* Ten Dam отчетливо различаются по структуре стенки раковины; кроме того, у *T. brevispira* длина незначительно превышает ширину, тогда как *T. alsatica* характеризуется значительной изменчивостью длины раковины по сравнению с шириной, причем длина превышает ширину в 2—2,5 раза.
- T. brevispira* характеризуется наличием в стенке раковины беспорядочно ориентированных кристаллов кальцита или ориентированных там, где оси (с) кристаллов отклоняются от нормали к стенке, в результате чего под микроскопом в скрещенных николях наблюдается гранулярная структура. *T. alsatica* характеризуется наличием кристаллов кальцита, ориентированных наибольшей (с) осью

нормально к стенке, в результате чего в скрещенных николях наблюдается черный крест (радиальная структура). Эта структура стенки была рассмотрена Хансеном [33] с позиций таксономических и систематических приложений.

T. robertsi (Howe, Ellis) (первоначально *Bulimina robertsi* Howe, Ellis) из эоценовых отложений Луизианы, возможно, является главным синонимом *T. brevispira* Ten Dam. Представители *T. (Bulimina) robertsi*, по описанию Хау [40] и Ногана [48], весьма сходны с *T. brevispira* и *T. robertsi*, которые, по описанию Тодда и Кникера [62] из глинистых сланцев Агуа-Фреска (эоцен) в южном Чили, характеризуются гранулярной структурой.

T. alsatica — полезная руководящая форма в отложениях олигоцена на шельфе Лабрадора и на Большой Ньюфаундлендской банке; *T. robertsi* в ряде изученных скважин обнаружена в отложениях раннего — среднего эоцена.

54. *Textularia plummerae* (Lalicker). Детально изученные под этим названием представители характеризуются наличием спирального начала раковины (№ 6—9 на фото 7); отнесены к *Spiroplectamina navarroana* Cushman. Обсуждение различий между *Spiroplectamina* и *Textularia* читатель может найти в работе Градштейна и Бергрена [30].

31. *Pteropod* sp. Особи, зафиксированные под этим названием (№ 7 и 18 на фото 7), скорее всего, принадлежат к *Gastropoda* и в настоящее время диагностируются как *Gastropod* sp.1. Первоначальное название было результатом широкого распространения этих форм в условиях открытого морского бассейна, напоминающего пелагическое распределение.

ПРИЛОЖЕНИЕ 4

Таблица исходных последовательностей исчезновений микрофауны по данным 16 скважин группы 1, пробуренных на севере Большой Ньюфаундлендской банки и шельфе Лабрадора, а также 6 скважин группы 2, пробуренных на юге Большой Ньюфаундлендской банки и шельфе Новой Шотландии. В каждой скважине последовательность читается сверху вниз, чему в таблице соответствует направление слева направо. Числа в таблице представляют собой номера таксонов в словаре, приведенном в приложении 1. Знак минус перед номером таксона означает, что исчезновение данного вида отмечено в той же пробе, что и для предшествующего ему слева таксона

ИСХОДНАЯ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЬ ДАННЫХ

Херон

11	-109	-9	112	14	78	-8	-116	-2	-113	-117	18	-120	-111	217	-67	-71	15	65	-128
-124	-122	125	-132	-242	-216	-218	219	-220	-81	221	21	-123	-222	26	-147	-70	-20	142	-150
-16	223	79	-224	225	159	-92	-90	-93	-37	-89	-226	-156	-158	-227	-57	-154	-190	-155	-151
-43	-35	-157	49	-166															

Киттивейк

5	-11	-109	-9	112	14	-115	78	8	-6	-217	15	18	-219	-113	-120	-25	70	128	-117
231	-232	-20	-122	123	-124	-220	223	-130	233	-81	-21	-139	-29	33	-31	-148	-94	-82	-84
-69	187	-234	-235	-142	-140	-190	90	40	50	-96	93								

Мохикан

228	-64	-77	-1	113	-4	-239	240	241	5	-7	115	9	219	242	243	-15	-127	20	-128
-16	-120	-122	81	-231															

Трайумф

228	-78	-77	1	5	9	-67	17	15	-119	-128	18	-11	-245	-115	219	117	222	-120	-137
242	124	-122	-16	-123	-71	-26	-231	-21	-220	-20	-7	-127	217	-246	125	-216	247	143	25
70	-147	-139	-81	-79	-248	33	-149	-249	-148	-226	-82	-250	85	-29	-187	-34	90	-37	-158
-153	-54	93	-89	-43	-190	36	-92	-160	-164	-154	-59	-210	-230	-157	-251	-227	159	57	-252
166	-96	-52	30	-244	-56	53	253	-60	-161	-47	-254	-255	-256	-257					

ИСХОДНАЯ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЬ ДАННЫХ

Брант

109	11	-77	-9	111	-14	-112	-65	113	2	-6	-114	-115	-116	-117	-71	-78	18	-119	-120
-121	-122	-123	-67	-124	-125	-126	127	-128	242	-8	21	-15	12	-130	-131	-27	-132	-133	-134
20	-16	-135	-26	-136	-137	-138	25	79	139	140	-29	-141	142	143	44	-34	33	-144	-145
-82	-146	-147	-148	-149	-150	-31	-85	-151	90	-159	-37	-93	-153	-154	-155	-156	-52	-49	-157
158	-160	-96	-161	-162	-92	-36	-35	-164	166	-167	-62								

Уэнона

11	-1	14	128	-219	-123	-78	-9	-18	-20	-124	-17	-10	-122	120	-222	15	-242	-112	220
-231	-217	-16	-125	-80	21	-40	-223	-131	-139	143	-81	147	52	-50	-56	-244	57	-47	-166
-96	-54																		

Бьярни Н-81

64	65	-16	22	67	20	-21	18	-69	-70	-71	15	24	25	-29	34	41	42	-73	-74
75	-30	57	46	56															

Картье

65	16	18	15	21	-70	67	69	24	-172	25	31	34	36	-118	-173	29	-46	-42	-75
35	-50	41	-57	54	56	175	-176	-59											

Фрейдис

16	181	-67	-21	-18	20	69	-27	15	-70	31	29	-25	190	-34	-206	-42	-74	-173	45
90	-81	-41	-75	-176	-210	211	-85	-94	-50	57	-88	-86	-30	-46	-35	56	54	213	-55
59																			

Гудрид

10	-17	20	-21	-18	-16	69	70	-15	-25	33	31	41	27	40	-29	-34	84	-85	-83
35	-42	-45	-74	57	-88	-30	43	-176	-46	-50	56	-59	-54	55					

Индиан-Харбор

1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8	-9	-10	-11	-12	-13	-14	15	-16	-17	-18	-19	20
-21	-22	24	-25	26	-27	-28	29	-30	-31	32	33	34	-35	36	-37	-38	-39	-40	-41
-42	43	-44	45	-46	-47	-48	49	-50	51	-52	-53	-54	55	-56	-57	-58	-59	-60	-61
-62	-63																		

Карлсефни

228	22	67	25	41	-118	69	29	57	-39	53	-206	-173	86	-30	-63	-31	-34	230	-44
-42	-46	96	-36	164	-50	52	45	-54	55	-43	-62	-56	61	-253					

Лиф М-48
 228 | -77 | 22 | 181 | 16 | -67 | 15 | 20 | -21 | -18 | 70 | 69 | 85 | -24 | 34 | 73 | -236 | 25 | -237 | -238
 42 | 29 | 57 | -74 | -118 | -50 | 30 | -41 | 46 | -56

Лиф Е-38
 228 | -64 | -77 | 65 | 67 | -16 | 18 | -21 | 20

Снорри
 77 | 228 | 65 | 16 | 67 | 15 | -21 | 18 | 25 | 57 | -34 | -29 | -53 | -41 | -30 | -173 | 27 | -46 | 118 | 230
 86 | -63 | 31 | -42 | 43 | 45 | -176 | 56 | 59 | -54

Херьольф
 65 | 67 | 18 | -15 | -20 | -16 | 78 | 70 | 25 | 85 | -145 | -71 | -40 | 45 | -35 | 41 | -53 | -36 | -30 | -29
 86 | 57 | 54 | 46 | 32 | -190 | 31 | 47 | -157 | -56 | -140 | -55 | 60 | 59

Бонависта
 76 | -77 | 10 | -17 | -16 | 21 | 25 | -20 | 18 | 79 | 24 | -26 | 81 | 15 | 82 | 31 | 83 | -70 | 40 | 33
 -84 | -27 | 29 | 85 | -86 | -69 | -87 | 41 | -34 | 57 | -88 | -42 | -30 | -89 | -90 | -159 | -92 | -93 | -94 | 56
 -50 | 47 | -96 | -36 | 46

Доминион
 177 | -109 | 11 | -9 | 17 | 10 | -117 | -78 | 112 | 18 | 179 | -16 | -15 | -71 | -122 | 180 | 26 | -123 | -137 | 14
 -136 | 27 | 20 | -21 | -181 | 24 | -131 | 25 | -31 | -29 | 34 | -182 | 38 | 142 | -81 | -184 | -82 | -30 | -146 | 69
 -32 | 57 | 187 | -49 | -188 | -54 | -147 | -190 | -140 | 56 | -40 | 191 | -156 | 151 | 250 | -226 | 36 | -44 | 194 | -90
 50 | -47 | -158 | -161 | -52 | -46 | 37 | -159 | -162 | 196 | 45 | -230 | 53 | 164

Эгрет К-36
 17 | 26 | 16 | 20 | -21 | -18 | -71 | -15 | 24 | 27 | -42 | 31 | 69 | 82

Оспрей
 17 | 18 | -20 | 15 | -16 | 26 | -181 | 81 | 31 | 82 | 84 | -147 | -69 | -148 | 90 | -89 | -33 | -62 | -234 | -34
 -244 | 52 | -51 | -162 | -159 | -166 | -50 | -93

Камберленд В-55
 22 | -76 | 228 | -1 | 10 | -11 | -9 | -109 | -71 | 17 | -16 | -20 | 18 | 15 | -119 | 25 | -80 | -117 | 219 | 26
 24 | 132 | 42 | 41 | -182 | 84 | 29 | 43 | 144 | 31 | 49 | 32 | -57 | -36 | -54 | 90 | 52 | 161 | -93 | -96
 -151 | -164 | -157 | 46 | -50 | -159 | 55 | -56 | -254 | -194

Эгрет N-46
 11 | -16 | -18 | 14 | -27 | -71 | -22 | 23 | -26 | -20 | 15 | -24 | 31 | -172

ЛИТЕРАТУРА

1. *Ascoli P.*, 1977. Foraminiferal and ostracod biostratigraphy of the Mesozoic-Cenozoic, Scotian Shelf, Atlantic Canada, in Proceedings of the 1st International Symposium on Benthonic Foraminifera, Halifax, 1975. Maritime Sediments Spec. Publ., no. 1 (B), 653—771.
2. *Aubert J., Berggren W. A.*, 1976. Paleocene benthic foraminiferal biostratigraphy and paleoecology of Tunisia, Bull. Centre Rech Pau—SNPA, 10(2), 379—469.
3. *Barker R. W.*, 1960. Taxonomic notes on the species figured by H. B. Brady in his report on the foraminifera dredged by H. M. S. Challenger during the years 1873—1876, Soc. Econ. Paleont. Miner., Spec. Publ., no. 9.
4. *Barlett G. A.*, 1973. The Canadian Atlantic Continental Margin: paleogeography, paleoclimatology and seafloor spreading, in Earth Science Symposium on Offshore Eastern Canada, Ottawa 1971, Geol. Surv. Canada Paper 71—23, pp. 43—73.
5. *Barlett G. A., Hamdan A. R. A.*, 1972. The Canadian Atlantic Continental margin—biostratigraphy, paleoecology and paleoceanography from Cretaceous to Recent, 24th Int. Geol. Congress, Montreal 1972, Section 8, pp. 3—15.
6. *Batjes D. A. J.*, 1968. Foraminifera of the Oligocene of Belgium, Verh. Kon. Belg. Inst. Natuur Wetensch., 143, 1—168.
7. *Berggren W. A.*, 1972a. A Cenozoic time-scale, some implications for regional geology and paleogeography, Lethaia, 5, 195—215.
8. *Berggren W. A.*, 1972b. Cenozoic biostratigraphy and paleobiogeography of the North Atlantic, in Laughton A. S., and other, Reports Deep Sea Drilling Project 12, U.S. Government Printing Office, Washington, D.C., pp. 965—1001.
9. *Berggren W. A.*, 1977. Atlas of Palaeogene planktonic foraminifera—some species of the genera, *Subbotina*, *Planorotalites*, *Morozovella*, *Acarinina* and *Truncorotaloides*, in Ramsay A. T. S., ed., Ocean Micropaleontology, Academic Press, N.Y., pp. 205—265.
10. *Berggren W. A., Aubert J.*, 1975. Paleocene benthonic foraminiferal biostratigraphy and paleoecology of Atlantic—Tethyan regions: Midway-type fauna; Paleogeogr., Paleoclimatol., Paleoecol., 18, 73—192.
11. *Berggren W. A., van Couvering J. A.*, 1978. Biochronology, in Cohee G. V., Glaessner M. F., Hedberg H., eds., Contributions to the Geological Time Scale, Am. Assoc. Petroleum Geol., Studies in Geology, No. 6, 39—57.
12. *Bettenstaedt F., Fahrion H., Hiltermann H., Hinsch W.*, 1962. Tertiär Norddeutschlands, in Leitfossilien der Mikropalaentologie, Borntraeger Berlin, pp. 339—378.
13. *Blow W. H.*, 1969. Late middle Eocene to Recent planktonic foraminiferal biostratigraphy, in Proceedings of the 1st International Conference on Planktonic Microfossils, Geneva 1967. Bronnemann P., Renz J. H. H., eds., E. J. Brill, Leiden, pp. 199—422.
14. *Brady H. B.*, 1884. Reports of the scientific results of the voyage of H. M. S. Challenger, Zoology, 9, 1—814.
15. *Brower J. C., Burroughs W. A.*, 1982. A simple method for quantitative biostratigraphy, эта книга.
16. *Cubitt J. M.*, 1978. Quantitative Stratigraphic Correlation, Computers & Geosciences, 3, 215—318.
17. *Cushman J. A.*, 1918—(1931). Foraminifera of the Atlantic Ocean, U.S. Natural History Museum Bull., 104.
18. *Cushman J. A.*, 1951. Paleocene foraminifera of the Gulf Coastal Region of the United States and adjacent regions, U.S. Geol. Survey Prof. Paper, no. 232, 1—75.
19. *Cushman J. A., Renz H. H.*, 1946. The foraminiferal fauna of the Lizard Springs Formation of Trinidad. British West Indies, Contr. Cushman Foundation Foraminifera Res., Spec. Publ., no. 18, 1—48.

20. David H. A., 1963. The Method of Paired Comparisons, Griffin, London, England, 124 pp.
21. Davidson R. R., 1970. On extending the Bradley — Terry model to accommodate ties in paired comparison experiments, Jour. Am. Stat. Assoc., 65, 81—95.
22. Davis J. C., 1973. Statistics and Data Analysis in Geology, Wiley, New York, N.Y., 550 pp.
23. Drooger C. W., 1974. The boundaries and limits of stratigraphy. Proc. K. Ned. Akad. Wet. Ser. 11B, 17, 159—176.
24. Edwards L., Beaver R., 1978. The use of a paired comparison model in ordering stratigraphic events, Jour. Math. Geol., 10, 261—272.
25. Ellis B. F., Messina A. R., Charvat R., Ronai L. E., 1969. Catalogue of Index Smaller Foraminifera (3), Mesozoic — Tertiary Benthonic Foraminifera, Spec. Publ. Am. Museum Natural History, New York.
26. Feyling-Hanssen R. W., 1976. The Clyde Foreland Formation: A micropaleontological study of Quaternary stratigraphy, in Proceedings of the International Symposium on Benthonic Foraminifera Halifax, 1975, B, 315—377.
27. Feyling-Hanssen R. W., Jorgensen J. A., Knudson K. L., Anderson A. L. L., 1971. Late Quaternary from Vendsyssel, Denmark and Sandnes, Norway, Bull. Geol. Soc. Denmark, 21 (Parts 2—3), 1—317.
28. Gradstein F. M., Williams G. L., Jenkins W. A. M., Ascoli P., 1975. Mesozoic and Cenozoic stratigraphy of the Atlantic continental margin, eastern Canada, Yorath C. T., and others, eds., Canada's Continental Margin and Offshore Petroleum Exploration, Can. Soc. Petroleum Geol. Mem., 4, 103—121.
29. Gradstein F. M., Williams G. L., 1976. Biostratigraphy of the Labrador Shelf, I: Can. Geol. Survey Rept., 349, 1—40.
30. Gradstein F. M., Berggren W. A., 1981. Flysh-type agglutinated Foraminifera and the Maestrichtian to Paleogene history of the Labrador and North Seas, Marine Micropaleont., 6, 211—268.
31. Gradstein F. M., Srivastava S. P., 1980. Aspects of Cenozoic stratigraphy and paleogeography of the Labrador Sea and Baffin Bay, Palaeogeogr., Palaeoclimatol., Palaeoecol., 30, 261—295.
32. Hansen H. J., 1969. Danian Foraminifera from Nugssuaq, Greenland, Meddt. Gronland, 193(2), 1—132.
33. Hansen H. J., 1972. Two species of Foraminifera of the genus *Turrilina* with different wall structure, Lethaia, 5, 39—45.
34. Hardenbol J., Berggren W. A., 1978. A new Paleogene numerical time scale, Am. Assoc. Petroleum Geol., Studies in Geology, no. 6, 213—234.
35. Hay W. W., 1972. Probabilistic stratigraphy, Eclog. geol. Helv., 65(2), 255—266.
36. Hay W. W., Southam J. R., 1978. Quantifying biostratigraphic correlation, Ann. Rev. Earth Sci., 6, 353—375.
37. Hazel J. E., 1970. Binary coefficients and clustering in biostratigraphy, Bull. Geol. Soc. Am., 81, 3237—3252.
38. Hillebrand A., von, 1962. Das Paleozan und seine Foraminiferen fauna im Becken von Reichenhall und Salzburg, Abh. Bayer. Akad. Wiss., NF 108, 1—182.
39. Hiltebrand H., 1972. Zur Morphology der Benthos-Foraminifere *Spiroplectamina spectabilis* (Crzybowski), Geol. Jb. A4, 43—61.
40. Howe H. V., 1939. Louisiana Cook Mountain Eocene Foraminifera, Louisiana Geol. Survey, Geol. Bull., 14, 1—119.
41. Indans J., 1962. Foraminiferen-Faunen aus dem Miozän des Niederrheingebietes: Fortschr. Geol. Rheinld. Westfo., 6, 19—82.
42. International Subcommission on Stratigraphic Classification, 1976, in Hedberg H. D., ed., International Stratigraphic Guide, John Wiley and Sons, New York, 200 pp.

43. *Kaasschieter J. P. H.*, 1961. Foraminifera of the Eocene of Belgium, Verh. Kon. Belg. Inst. Natuurwetensch., 147, 1—271.
44. *Kendall M.*, 1975. Rank Correlation Methods, Griffin, London, England, 202 pp.
45. *Lamb J.*, 1964. The stratigraphic occurrences and relationships of some mid-Tertiary *Uvigerina* and *Siphogenerina*, Micropaleont., 10(4), 457—476.
46. *Marks P.*, 1951. A revision of the smaller Foraminifera from the Miocene of the Vienna Basin, Contr. Cushman Foundation Foraminifera Res., 2(2), 33—73.
47. *Miller F. X.*, 1977. The graphic correlation method in biostratigraphy, in Kaufman E., Hazel J., eds., Concepts and Methods of Biostratigraphy, Dowden, Hutchinson and Ross, Stroudsburg, Pa., pp. 165—186.
48. *Nogán D. S.*, 1964. Foraminifera, stratigraphy and paleoecology of the Aquia Formation of Maryland and Virginia, Cushman Foundation Foraminifera Res., Spec. Publ. no. 7, 1—50.
49. *Olsson R. K.*, 1969. Early Tertiary planktonic foraminiferal zonation of New Jersey, in Bronnimann P., and Renz H. H., eds., Proc. 1st Int. Conf. Planktonic Microfossils, Geneva 1967. E. J. Brill, Leiden, pp. 493—504.
50. *Poore R. Z.*, 1979. Oligocene through Quaternary planktonic foraminiferal biostratigraphy of the North Atlantic: DSDP Leg 49, in Luyendyk B. P., Cann J. R., and others, Initial Reports Deep Sea Drilling Project No. 49, U.S. Government Printing Office, Washington, pp. 447—517.
51. *Poore R. Z., Berggren W. A.*, 1974. Pliocene biostratigraphy of the Labrador Sea: Calcareous Plankton, Jour. Foram. Res., 4(3), 91—108.
52. *Postuma J. A.*, 1971. Manual of Planktonic Foraminifera, Elsevier Publ. Co., Amsterdam, 420 pp.
53. *Schrader H., Bjorklund K., Manum S., Martini E., Van Hinte J.*, 1976. Cenozoic biostratigraphy, physical stratigraphy and paleoceanography in the Norwegian—Greenland Sea, DSDP Leg 38, Paleontological Synthesis, in Talwani M., Udintsev G., and others, Initial Reports Deep Sea Drilling Project no. 38, U.S. Government Printing Office, Washington, pp. 1197—1211.
54. *Scott G. H.*, 1974. Biometry of the Foraminiferal shell, in Hedley R. H., Adams G. C., eds., Foraminifera 1. Academic Press, 55—151.
55. *Sen Gupta B. K.*, 1971. The benthonic Foraminifera of the tail of the Grand Banks, Micropaleont., 1, 69—98.
56. *Shaw A. B.*, 1964. Time in Stratigraphy, McGraw-Hill Book Co., New York, 365 pp.
57. *Shaw A. B.*, 1969. Adam and Eve, Paleontology, and the nonobjective arts Jour. Paleont., 5, 1085—1098.
58. *Stainforth R. M., Lamb J. L., Luterbacher H., Beard H. J., Jeffords R. M.*, 1975. Cenozoic planktonic foraminiferal zonation and characteristics of index forms, Univ. Kansas Paleont. Contr., no. 6, 1—162.
59. *Steineck P. L., Fleisher R. L.*, 1978. Towards the classical evolutionary reclassification of Cenozoic Globigerinacea (Foraminiferida), Jour. Paleont., 52(2), 618—635.
60. *Subottina N. N.*, 1953. Fossil Foraminifera of the USSR—Globigerinidae, Hantkeninidae and Globorotaliidae, Collet's Publ. Ltd., London, 320 pp. (Engl. Trans. 1971).
61. *Tjalsma R. C.*, 1976. Cenozoic Foraminifera from the South Atlantic, DSDP Leg 36, in Barker P. F., Dalziel I. W. D., and others, Report Deep Sea Deep Project, No. 36, U.S. Government Printing Office, Washington, pp. 493—517.
62. *Todd R., Kniker H. T.*, 1952. An Eocene Foraminiferal Fauna from the Aqua Fresca shale of Magallanes Province, southernmost Chile, Cushman Foundation Foraminifera Res., Spec. Publ. no. 1, 1—28.
63. *Torgerson W. S.*, 1958. Theory and Methods of Scaling, John Wiley New York, N. Y., 460 pp.
64. *Ветрова С. В.*, 1975. Новый род *Guadriforminella* и его представители

- из эоцена Азербайджана, Изв. АН Аз.ССР, сер. наук о земле, № 2, стр. 26—32.
65. Worsley T. R., Jorgens M. L., 1977. Automated biostratigraphy, in Ramsay A. T. S., ed., *Oceanic Micropalaeontology*, vol. 2, Academic Press, London, pp. 1201—1229.
66. Zachariasse W. J., 1975. Planktonic foraminiferal biostratigraphy of the Late Neogene of Crete (Greece), *Utrecht Micropaleont. Bull.*, no. 11, 1—171.
67. Zachariasse W. J., Riedel W. R., Sanfilippo A., Schmidt R. R., Broelsma M. J., Schrader H. J., Gersonde R., Drooger M. M., Broekman J. A., 1978. Micropaleontological counting methods and techniques — an exercise on an eight metres section of the Lower Pliocene of Capo Rossello, Sicily, *Utrecht Micropaleont. Bull.*, no. 17, 1—265.

АНАЛИЗ ПАЛЕОНТОЛОГИЧЕСКИХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ И ЕГО ПРИМЕНЕНИЕ В СТРАТИГРАФИЧЕСКОЙ КОРРЕЛЯЦИИ НА ПРИМЕРЕ ДАННЫХ ПО ОРБУЛИНАМ В ПРОБАХ DSDP

Биной К. Гхош

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Распределение и численность вида меняется во времени в зависимости от флуктуаций климата. Колебания численности во времени можно описать одной из четырех теоретических моделей в зависимости от конкретных климатических условий. Палеонтологические временные ряды, основанные на упорядоченном наборе наблюдений численности вида в равномерно расположенных в пространстве пробах, содержат информацию о частоте и протяженности циклов колебаний. В связи с тем, что климатические факторы по своему распространению являются глобальными, циклы распределения будут синхронными и могут служить основой для стратиграфической корреляции.

Анализ распределения молодых голопланктонных фораминифер *Ogbulina universa*, выбранных в качестве примера, показал, что их активное развитие соответствует зимним интервалам температур от 19,5 до 21,5 °C и летним от —24,5 до 26,5 °C, а также интервалу солёности от 36,3 до 37,3‰, что дает основание для подбора приемлемой модели температуры существования видов.

Анализ одномерных временных рядов распределения данных по этому виду в позднплейстоценовых образцах из керна скважин глубинного морского бурения (DSDP) 216, 217 и 219, а также опубликованных данных по керну скважин в Карибском море показал, что ряды, соответствующие скважинам 216 и 217, сходны по длине преобладающих периодических компонент; два других ряда различаются. В результате двумерного анализа было установлено, что для достижения приемлемой коррелируемости нужно растягивать изучаемые ряды. Анализ таких растянутых рядов выявил улучшение корреляции и дал возможность построить линии, соединяющие стратиграфические эквиваленты на графиках. С помощью спектрального анализа были определены коэффициенты растяжения. Применение сплайн-функций обеспечило растяжение рядов с минимальными искажениями.

Benoy K. Ghose. Indian Institute of Technology, Kharagpur-721302, India.

Аналитическое изучение интервала опробования показало, что его оптимальный интервал непосредственно связан с длиной изучаемого цикла и длиной ряда, который должен содержать 50 или более наблюдений.

ВВЕДЕНИЕ

Палеонтологические временные ряды можно определить как упорядоченное множество наблюдений ископаемых организмов, идеально выделенных из проб, взятых через равные интервалы времени. В связи с тем, что эта идеальная ситуация очень редко встречается в реальной действительности, данные из осадочных последовательностей, полученные по пробам, равномерно расположенным в пространстве, также можно использовать для построения рядов. Результаты наблюдений могут включать морфологические свойства вида, его относительную или абсолютную численность, отношение показателей численности двух групп видов, видовое различие или какие-либо еще данные, получаемые из упомянутых выше.

За последние годы появилось множество статей, в которых палеонтологические временные ряды, основанные на данных по планктонным фораминиферам, использовались для оценки палеоклиматического тренда [16, 21, 28, 15, 23 и 22]. В этих работах для построения рядов были использованы такие показатели, как средний размер, распространенность и другие палеонтологические характеристики.

Задача настоящей работы заключается в изучении возможности применения аналитического метода временных рядов в стратиграфической корреляции. В основе работы лежат данные о распределении во времени голопланктонных фораминифер *Orbulina universa*, характерных для современных тропических и субтропических морей. В первом разделе приведен анализ современного распределения этого вида с целью определения оптимальных условий максимального развития и понимания фациальной обстановки. Было сделано предположение, что периодичность в распределении связана с палеоклиматическими циклами, и ее можно определять с помощью одномерного анализа временных рядов. Это в свою очередь помогло сформировать представление о природе рядов и принятой модели. Для выявления связи между двумя рядами был использован двумерный аналитический метод. Это не только показало наличие или отсутствие корреляции, но и то, что растяжение было необходимо для выявления корреляции. Коррелируемые временные ряды создали основу для стратиграфической корреляции. В заключительном разделе рассматриваются вопросы выбора оптимального интервала опробования для анализа палеонтологических временных рядов.

ТЕОРИЯ

Принято считать, что распространенность вида является функцией условий его существования. Отсюда следует, что пространственной изменчивостью связано конкретное географическое распределение современных видов. Наиболее важными факторами, определяющими условия существования организмов в подводном царстве, являются соленость, летняя и зимняя температуры, глубина, замутненность, характер субстрата и турбулентность. Из всех этих факторов по крайней мере четыре — чисто локальные, обусловленные пространственным соотношением суши и моря. Первые три фактора преимущественно глобальные, хотя частично, а иногда и значительно испытывают влияние локальных условий.

В результате изучения ископаемых организмов установлено, что отношение изотопов кислорода, а также другие характеристики конкретного участка свидетельствуют об изменениях условий в течение времени. В процессе этих изменений во времени эффект действия локальных факторов бывает преходящим, тогда как глобальных факторов — устойчивым.

Упомянутые выше фациальные изменения должны были привести к изменениям в пространственном положении видов, что в свою очередь породило изменения в их относительной и абсолютной численности. Организмы бурно развиваются в оптимальных условиях для их роста. Следовательно, численность вида будет увеличиваться, если изменение условий направлено в сторону оптимальных, и наоборот, уменьшается в случае обратной тенденции. Изменения численности различных видов во времени будут зависеть от того, насколько условия их существования сходны или отличаются от оптимальных.

Вполне логично предположить, что изменения численности видов можно представить в виде периодической кривой с широким диапазоном значений и хорошо выраженными пиками и минимумами, соответствующими оптимальным и крайне неблагоприятным условиям. Такое колебательное поведение значений численности может видоизменяться за счет действия множества фациальных факторов. Вообще говоря, можно допустить, что действие глобальных факторов будет отражено в крупных изменениях численности, а локальных — в мелких колебаниях.

Очевидно, что наиболее важным глобальным фактором является температура, которая в свою очередь связана с палеоклиматическими циклами. Усложнение возникает при появлении цикличности внутри циклов. Следовательно, значения численности конкретного вида должны характеризоваться сложным поведением во временной последовательности со случайными пиками и минимумами. Несмотря на то что получаемый в итоге временной ряд является сложным, он все же поддает-

ся статистическому анализу, который дает полезную информацию об истории фациальных изменений в данном месте.

Если мы сможем выявить виды, которые в большей степени подвержены изменениям под действием глобальных факторов, чем локальных, и определить место, которое было мало подвержено действию локальных факторов в течение рассматриваемого периода времени, то по изменениям численности вида можно будет с достаточной точностью судить о временных изменениях глобальных факторов. В связи с тем, что по определению эти факторы однообразно действуют во всех частях Земли, их воздействие на численность вида или группы видов, живущих в разных местах в конкретный момент времени, будет осуществляться в одном и том же направлении. Эта синхронность событий является важной особенностью, используемой в стратиграфической корреляции; ее использование обеспечивает большую точность по сравнению с другими методами. Однако применение этого метода зависит исключительно от наших способностей устанавливать влияние глобальных и локальных факторов на распространенность вида. Если рассматривать первое как сигнал, а второе как шум, то, используя терминологию спектрального анализа, можно сказать, что возможность выделить сигнал на фоне шума определяет полезность метода. Если во временном ряду, построенном по распределению данных во времени, шум так же силен, как и сигнал, то его анализ будет бесполезен. Следует также помнить, что упомянутый выше «шум» может оказаться следствием влияния факторов, не связанных с условиями роста вида. Так, например, накопление скелетов ископаемых организмов, которые, как предполагается, представляют изучаемый организм, является до некоторой степени зависимым от скорости седиментации, поступления осадочного материала и других условий, контролирующих процесс седиментации.

Необходимо отметить, что количественная корреляция, основанная на анализе временных рядов, заранее предполагает существование отметки, которую можно зафиксировать во всех коррелируемых разрезах со значительной точностью. От этой отметки можно двигаться во времени как вперед, так и назад или в обоих направлениях. Причина этого очевидна. Сходные обобщенные схемы распределения вида, скорее всего, повторяются более чем один раз. Следовательно, до тех пор, пока мы не будем иметь жесткой схемы, к которой можно привязываться, сравнение характеристик, образующих основу корреляции, будет бессмысленным.

Прежде чем перейти к дальнейшему изложению, необходимо в общих чертах рассмотреть схему распределения видов во времени, которая соответствует изменениям глобальных факторов, в частности таких, как зимняя и летняя температуры,

а также соленость. В связи с тем, что в подавляющем большинстве случаев соленость зависит от преобладающей температуры, логично допустить, что схема распределения контролируется главным образом образом палеотемпературным трендом.

Теоретически можно выделить четыре схемы распределения.

Схема 1. Оптимальные условия роста связаны с высокой температурой (тропические виды). В этой ситуации максимальная численность будет совпадать с температурным максимумом и схема распределения во времени будет отчетливо отражать палеоклиматические циклы (рис. 1, а).

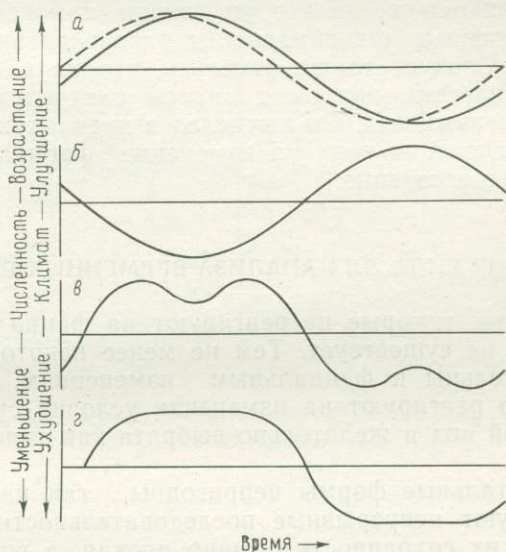


Рис. 1. Модели циклов распределения показателя распространенности во времени для тропических видов (а), для субполярных видов (б) и для видов умеренных широт (в, г). Пунктир — идеализированная палеоклиматическая кривая; сплошная линия — кривая распределения.

Схема 2. Оптимальные условия связаны с низкими температурами (субполярные виды). Эта ситуация сходна с предыдущей схемой. Разница заключается лишь в том, что максимальная численность соответствует температурному минимуму (рис. 1, б).

Схема 3. Оптимальные условия связаны с промежуточными температурами (виды умеренных широт). В данном случае для каждого палеоклиматического цикла должны существовать два цикла численности (рис. 1, в). Возможно, что трог, соответствующий высоким температурам, будет на более высоком уровне, чем соответствующий низким температурам.

Схема 4. Оптимальные условия охватывают широкий диапазон температур (обычно от промежуточных до высоких). В данной ситуации значение характеристики численности будет быстро достигать максимума и оставаться на этом уровне в течение длительного периода времени; следовательно, кривая численности по времени будет обладать плоской вершиной (рис. 1, *г*).

В реальных примерах приведенные выше обобщенные модели будут в значительной степени усложнены за счет палеоклиматических циклов с высокой частотой, а также других отмеченных выше факторов. Обобщенные модели могут показаться весьма упрощенными, но это упрощение помогает нам лучше понимать основные закономерности распределения организмов во времени. Следует также отметить, что на рисунках между палеоклиматическим циклом и циклом распределения показан слабо выраженный лаг. Он вычислен в предположении, что реакция распределения вида на изменение фациальных условий происходит не мгновенно.

ВЫБОР ВИДА ДЛЯ АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Организмов, которые не реагируют на фациальные изменения, вообще не существует. Тем не менее некоторые виды более чувствительны к фациальным изменениям, чем другие, и интенсивно реагируют на изменения условий существования. Именно такой вид и желательно выбрать как типовой для анализа.

Континентальные формы непригодны, так как они весьма редко образуют непрерывные последовательности во времени. Кроме того, их сохранность обычно плохая, а численность незначительна.

Пресноводные организмы являются подходящими для такого исследования, так как они оставляют в осадках непрерывные свидетельства о своем существовании, а их сохранившиеся части достаточно обильны и распространены равномерно. Этим требованиям хорошо удовлетворяют споры и пыльца растений. Действительно, палинологи нередко используют полуколичественные диаграммы распределения частот появления спор и пыльцы во времени для стратиграфической корреляции и корреляции угольных слоев.

Следует подчеркнуть, что появление большого числа представителей ископаемой фауны в небольшой пробе является существенной предпосылкой для дальнейшего анализа. Если численность вида незначительна, то очень трудно собрать данные для анализа с помощью метода временных рядов. В связи с этим морские микроорганизмы с их хорошо сохранившимися

раковинами, такие, как фораминиферы, остракоды и радиолярии, могут вполне подойти для данного исследования.

Бентосные прибрежные формы, в частности те, которые живут недалеко от устьев заливов, непригодны для данного исследования, так как на их распределение в значительной степени влияет «шум», который маскирует «сигнал». Бентосные формы открытого бассейна и планктонные организмы обычно

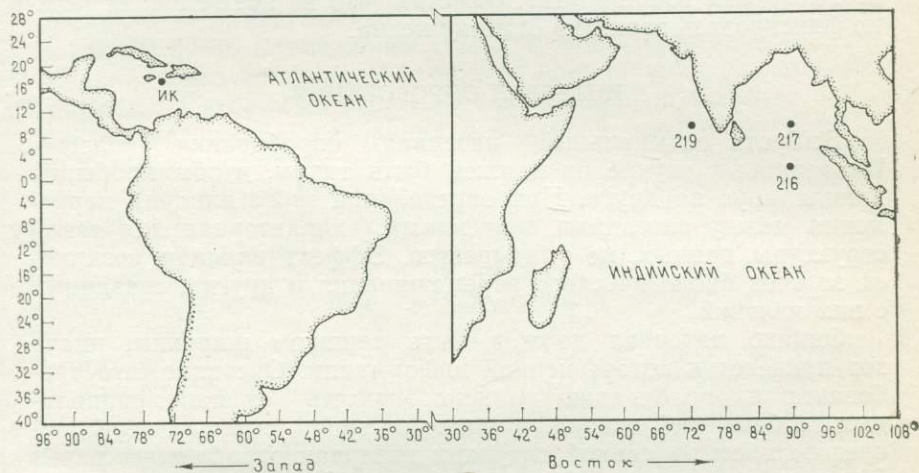


Рис. 2. Точки опробования с целью получения данных для построения палеонтологических временных рядов.

не подвержены влиянию «шума», создаваемого близостью материка.

Следует отметить, что распределение планктонных организмов с известковой раковиной характеризуется тенденцией к пятнистости. Эта пятнистость может возникнуть вследствие самых разнообразных причин, но главная из них — это глубина. Например, Би, Харрисон и Лотт [3], изучая распределение *Orbulina universa* показали, что в Индийском океане существуют обширные области, где этот вид отсутствует в донных осадках. Возможно, что глубина воды в этих местах превышает глубину компенсации. Следовательно, если есть основания полагать, что глубина океана в изучаемой области оставалась близкой или превышала глубину компенсации в течение изучаемого периода времени, то для исследования следует выбирать микроорганизмы с кремниевым скелетом, например радиолярии.

В данном исследовании был выбран вид фораминифер *Orbulina universa*, а рассматриваемый временной интервал охватывает период от позднего плейстоцена до настоящего

времени. Пробы были отобраны из скважин DSDP 216, 217 и 219. Из этих трех скважин первые две расположены на подводном Восточно-Индийском хребте, а последняя — на Мальдивском хребте (рис. 2). Есть причины считать, что в течение изучаемого интервала времени глубина океана в этих местах не превышала компенсационной. Были также проанализированы данные по роду *Orbulina* из керна Карибского моря, приведенные Имбри и Киппом [17]. Заметим, что во всех случаях можно фиксировать верхнюю отметку керна.

ИНТЕРВАЛ ОПРОБОВАНИЯ

Выбрать оптимальный интервал опробования нелегко. В идеальном случае он должен быть таким, чтобы пробы не влияли друг на друга. При определении этого влияния корреляция между соседними значениями, характерная для такой структуры данных, не учитывается. Эффект влияния возникает за счет биологического перемешивания и других, связанных с ним явлений.

Однако интервал должен быть слишком широким, иначе это приведет к потере ценной информации. Очевидно, что требования к опробованию должны зависеть от палеофациальных особенностей осадка, а также от задач, стоящих перед исследователем. В данной ситуации интервал опробования равен 50 см, и, возможно, он слишком широк. Этот и другие аспекты опробования будут рассмотрены позднее.

ВИД

Orbulina universa — это широко распространенный вид голупланктонных фораминифер, часто встречающийся в тропических и субтропических морях. Он легко диагностируется и отделяется от других фораминифер по отчетливо сферической раковинке. Би, Харрисон и Лотт [3] на основании изучения как целых раковинок, так и их срезов показали, что имеют дело с отчетливо выраженным самостоятельным видом, и его сферическая раковина не является защитной камерой, развившейся в ходе эволюции других форм.

Исследования распределения современных *O. universa*, проведенные Хечтом [15] и Линтсом [21], показали, что этот вид достигает расцвета в субтропических морях при их глубине от 25 до 94 м и солености от 36,14 до 36,55%. Для того чтобы понять более детальную связь между фациальными факторами и распространенностью вида, а также подобрать одну из описанных выше четырех схем распределения во времени, в следующем разделе проанализированы данные Имбри и Киппа [17].

ДАННЫЕ

Как уже было отмечено, данные для изучения распределения во времени *O. universa* были получены из керна скважин глубоководного бурения, опробованного через интервал 50 см. Более густое опробование было невозможно провести из-за ограничений, принятых Программой глубокого морского бурения (DSDP). В скважинах 216 и 217 был извлечен керн только из верхних 9 м плейстоценовых отложений. Следовательно, было только 19 проб. В скважине 219 из 13,5 м плейстоценовых отложений взято 26 проб. В этой ситуации одна проба из верхней части, а вторая из середины скважины пропущены.

Хотя интервал опробования и близок к однородному, в некоторых случаях точки взятия проб отклонялись от линии опробования на 10—20 см, что требовало соответствующих поправок. Дейвис [9] предложил использовать для этого пошаговую функцию. В ситуациях, требующих более серьезных поправок, в частности в случае двух пропущенных значений, проводилась интерполяция с помощью сплайн-функции (кубические сплайны).

Для сравнения были также использованы данные по *Orbulina* для Карибской скважины из работы Имбри и Киппа [17]. В этой работе приведены таблицы значений относительной численности изучаемого вида, а также других планктонных фораминифер, выделенных из 110 проб, отобранных с интервалом 10 см. Для сопоставимости с имеющимися данными из этого ряда была отобрана каждая пятая проба, включая первую. Таким образом, из 11 м карибской скважины отобрано 23 пробы. Для лучшего понимания структуры данных и выбора подходящей модели был проведен анализ всех 110 проб. Данные по распределению современных *O. universa* в донных осадках также использовались с целью изучения зависимости между «глобальными» факторами (летняя и зимняя температуры и соленость) и распространенностью вида.

Следует отметить, что данные по относительной численности искажаются распределением значений численности других видов. Если взять крайний случай, когда оба сосуществующих вида развиваются в благоприятных фациальных условиях, то тот вид, который воспроизводится эффективнее, будет развиваться быстрее. В результате процентное значение численности другого вида будет снижаться, несмотря на то что абсолютное значение его численности будет увеличиваться. Однако в реальных примерах обычно сосуществует значительно большее число видов, оптимальные условия роста которых не совпадают. В этой ситуации зависимость между ростом сообщества и конкретного вида выявить очень трудно.

С целью лучшего понимания зависимости между абсолют-

ной и относительной численностью соответствующие значения по скважине 219 были нанесены на график. На рис. 3 видно, что схемы распределения, представленные на трех графиках, в общих чертах совпадают, хотя имеются на кривых относительной численности пики и минимумы, которые носят подчиненный характер. Отсюда следует, что ряды, построенные по данным относительной численности, также можно использовать в анализе временных рядов.

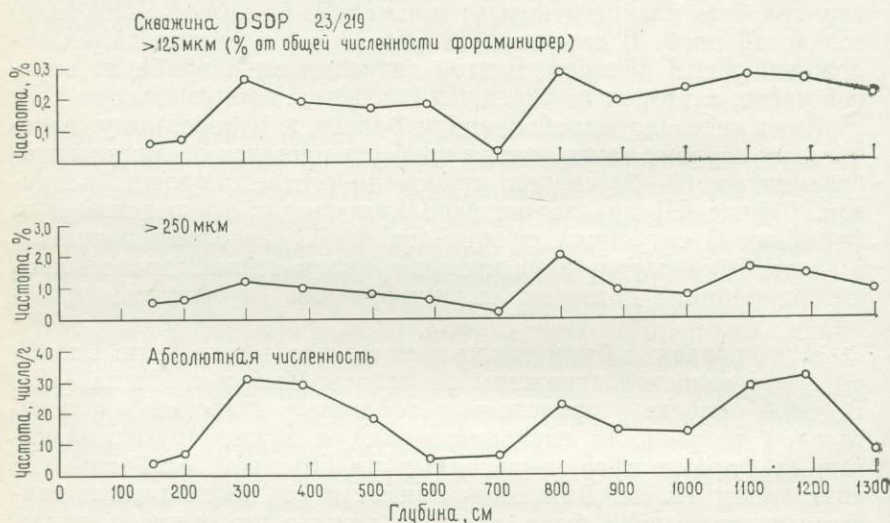


Рис. 3. Частотные полигоны, иллюстрирующие соотношение между распределением относительной и абсолютной распространенности *Orbulina universa*.

Очевидно, что рассмотренные нами ряды слишком короткие. В руководствах по анализу временных рядов и по спектральному анализу отмечается, что число наблюдений, составляющих ряд (длина ряда), должно быть не менее 50. Однако Грейнджер и Хьюз [14] с помощью моделирования на ЭВМ показали, что спектральный анализ ряда, состоящего из 30 наблюдений, также дает существенную информацию, если значения изучаемых частот велики.

Кроме того, ясно, что анализ короткого ряда не бесполезное упражнение, хотя определение в нем спектральных пиков может оказаться неточным.

ПОДГОТОВКА ПРОБЫ

Обычным способом дробилось около 1 г просушенной пробы. Полученный материал разделялся на три гранулометрические фракции: +0,250, 0,125—0,250 и —0,125 мкм. Все рако-

винки *O. universa*, содержащиеся главным образом во фракции $+0,250$ мкм, отбирались и подсчитывались. В результате получалось значение численности, выраженное числом раковин на 1 г. Полученные значения представляли собой исходные данные, которые использовались для построения временного ряда.

АНАЛИТИЧЕСКИЙ МЕТОД

Ряды анализировались как во времени, так и по значениям частот. До проведения этого анализа фильтрация не производилась в связи с тем, что выбор подходящего фильтра зависит от первичной информации о структуре ряда, которой мы не располагаем.

В данной работе мы принимаем, что ряды являются стационарными. Это основано на априорном допущении, что численности вида несвойственны какие-либо систематические изменения среднего значения и дисперсии. Более того, можно также принять, что многомерная функция плотности вероятности является нормальной. Такие условия определяют полную стационарность [18]. Рассматриваемый ограниченный интервал времени является дополнительной основой для этих допущений. Однако если вообще палеонтологический временной ряд достаточно длинен, то можно выявить возможное влияние эволюционного тренда, а затем устранить его.

Первый шаг анализа заключается в сглаживании данных с помощью формулы Спенсера по пяти точкам, а это само по себе дает представление о наличии тренда. Далее, с помощью точной формулы Кендалла и Стюарта [19] вычисляются коэффициенты корреляции ряда при лаге, равном одной трети длины всего ряда. Полученные коррелограммы характеризуют преобладающую периодическую компоненту, даже если отдельные величины незначимы при принятом уровне.

При изучении частот использовался как гармонический, так и спектральный анализ, поскольку сравнение сглаженных спектрограмм и спектров помогало устанавливать значение частотного пика. В данном случае термин «спектрограмма» автор использовал в понимании Андерсона [2] и следовал изложенному в его книге методу гармонического анализа. Для проведения спектрального анализа применялся метод Дженкинса и Уоттса [18]. Следует также отметить, что оценка автоковариации, использованная упомянутыми авторами, даже будучи смещенной, обладает меньшей средней квадратической погрешностью, чем оценка, использованная другими авторами, включая Грейнджера и Хатанаку [13].

Для сглаживания оценки выборочного спектра использовалось окно Тьюки — Ханнинга. Во всех ситуациях метод сколь-

зящего окна применялся для изучения состоятельности оцененной частоты по отношению к соседнему пику. Однако иногда в связи с небольшой протяженностью ряда можно было установить не более чем два минимума. В нашем исследовании установлено, что при сглаживании оценки спектра широким окном (ширина — 0,444 при лаге 3) исчезают только малые пики, тогда как главные сохраняются.

Спектр обычно оценивается с помощью трех различных частотных интервалов. Один из них связан с длиной ряда, а два других равны 0,05 и 0,025. В первом случае вычисления проводились так, что было нетрудно сравнить спектр и спектрограмму. Следует также отметить, что, хотя частотный интервал и не требует какой-либо связи с точкой усечения L (лага), сокращение интервала более чем на $1/N$ ничего не дает.

Для двумерного анализа отметок во времени коэффициенты корреляции вычислялись с использованием точной формулы $\text{lag} = 1/3 N_1 \cdot N_2$, где N_1 и N_2 — длины более коротких рядов. При определении значимости полученных оценок число коррелируемых составляющих использовалось для подсчета числа степеней свободы.

Как предложили Дженкинс и Уоттс [18], полученные последовательно оценки были нанесены на график в масштабе Z . Это было сделано для того, чтобы представить доверительные пределы с помощью одной временной линии. Та же самая процедура была проделана и для спектральных оценок, которые были выражены в логарифмическом масштабе. Несмотря на критическое отношение к такой процедуре [2, 8], преимущество нанесенного на график единственного доверительного уровня очевидно. При этом для Z -преобразования лучше пользоваться статистической таблицей [24], а не соответствующей формой.

В применении многомерного анализа автор следовал работе Финна [11]. В программе, которая была написана автором для этой цели, матрица инверсий была подвергнута факторизации Чолески. Преимущество этого метода заключается в том, что матрица факторов Чолески представляет собой промежуточный результат, который используется в последующем анализе. Однако подпрограмма обращения отчасти не точна в тех случаях, когда появляются большие расхождения в суммах квадратов, так как она проводит вычисления для вторых или более высоких степеней поверхностей отклика (см. работу Бокка [5], посвященную сравнению различных методов инверсии).

Программа, реализующая анализ временных рядов на ЭВМ, за исключением гармонического анализа, была усовершенствована автором, который заимствовал ее из книги Дейвиса [9], причем обе программы выполнены на языке ФОРТРАН-IV.

АНАЛИЗ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СОВРЕМЕННЫХ *O. UNIVERSA*

Имбри и Кипп [17] составили таблицу значений относительной численности (%) *O. universa* в 61 пробе керна из верхней части скважины. На рис. 1 видно, что эти пробы приурочены главным образом к Атлантическому океану, и они более или менее равномерно распределены в Северном и Южном полушариях. Характеристиками фациальной обстановки являются летняя (ST) и зимняя (WT) температуры, а также соленость (SAL). Глубина точек опробования не учитывалась. Вполне возможно, что этот фактор одинаково действует на сохранность всех планктонных фораминифер, вместе взятых, и, следовательно, не меняет процентного соотношения *O. universa*. Конечно, не исключена возможность появления иных распределений. Было очевидно, что различия между ST и WT также влияют на распространенность вида. Так, для анализа зависимости между распространенностью *O. universa* и фациальными факторами была введена дополнительная характеристика, представляющая собой разность между ST и WT, умноженную на отношение WT к ST. Умножение потребовалось для того, чтобы избежать суммы произведений (SP) в матрице, которая, будучи сингулярной, порождает осложнения в процессе факторизации и обращения. Таким образом, по наблюдениям 5-компонентного вектора была получена матрица размером 61×5.

Ниже приведены изучаемые переменные:

Элементы вектора	Переменные
x_{11}	Летняя температура (°C)
x_{12}	Зимняя температура (°C)
x_{13}	Соленость (‰)
x_{14}	Характеристика взаимодействия
	$SWT = \frac{(ST-WT) \times ST}{WT}$
x_{15}	Распространенность <i>O. universa</i> (%)

Первые четыре из этих переменных — аргументы, а последняя — функция.

Обобщенные характеристики этих многомерных данных приведены в табл. 1. Корреляционная матрица выявляет зависимость между аргументами, причем некоторые из этих зависимостей хорошо известны. Они помогают понять, как фациальные факторы влияют на численность вида. Как и следовало ожидать, зависимость между ST и WT оказалась сильной и близка к функциональной. С другой стороны, зависимость между SAL, ST и WT, хотя и существенна, все же не столь сильна по сравнению с зависимостью предыдущей пары. Это можно объяснить особенностями горизонтального распределения соле-

Таблица 1. Таблица, характеризующая регрессию нулевого порядка, коэффициенты корреляции и другие параметры

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
Среднее	29,3918	16,9213	35,6885	2,8686	0,8365
Стандартное отклонение	7,0781	8,0684	0,9965	1,5236	0,8374
			$N = 61$		

Корреляционная матрица:

x_2	0,9653				
x_3	0,7629	0,7012			
x_4	0,4217	0,2390	0,5964		
x_5	0,4286	0,4342	0,4405	0,2055	
	x_1	x_2	x_3	x_4	

Матрица уровней значимости (число степеней свободы равно 59):

x_2	0,001				
x_3	0,001	0,001			
x_4	0,001	0,05	0,001		
x_5	0,001	0,001	0,001	0,1	
	x_1	x_2	x_3	x_4	

Коэффициенты и уравнения регрессии:

(1) $x_{51} = 0,0507 \pm 0,0274$;	$x_5 = 0,0507x_1 - 0,2482$
(2) $x_{52} = 0,0451 \pm 0,0239$;	$x_5 = 0,0451x_2 + 0,0739$
(3) $x_{53} = 0,3702 \pm 0,1932$;	$x_5 = 0,3702x_3 - 12,3740$
(4) $x_{54} = 0,1130 \pm 0,1377$;	$x_5 = 0,1130x_4 + 0,5124$

ности. Несмотря на то что в конкретной точке соленость связана с температурой линейной зависимостью, т. е. график T—S представляет собой приблизительно прямую линию, горизонтальное распределение солености на поверхности имеет субтропический максимум в области от 20 до 30° северной и южной широты при температуре 23 °С. Очевидно, что зависимость T—S лучше описывать нелинейным уравнением регрессии (подробности см. [10]). Характеристика взаимодействия (SWT) (при 5-процентном уровне) значимо связана с SAL и ST, и эта зависимость требует дальнейших исследований. Прежде чем перейти к вопросу о влиянии всех аргументов, нужно изучить особенности корреляции между ними и функцией. Из табл. 1 видно, что численность (A) значимо коррелируется с ST, WT и SAL. Более того, соответствующие оценки коэффициентов корреляции приблизительно равны, а это означает, что все три переменные одинаково влияют на распространенность.

Однако сделанный вывод не подтверждается значениями частных коэффициентов корреляции. Эти значения следующие:

$$r_{14,32} = 0,66546 \text{ (незначимый) (1=ST, 2=WT, 3=SAL, 4=A)}$$

$$r_{24,12} = 0,132746 \text{ (незначимый)}$$

$$r_{34,12} = 0,337349 \text{ (значимый при 1-процентном уровне)}$$

(показатель SWT не рассматривался)

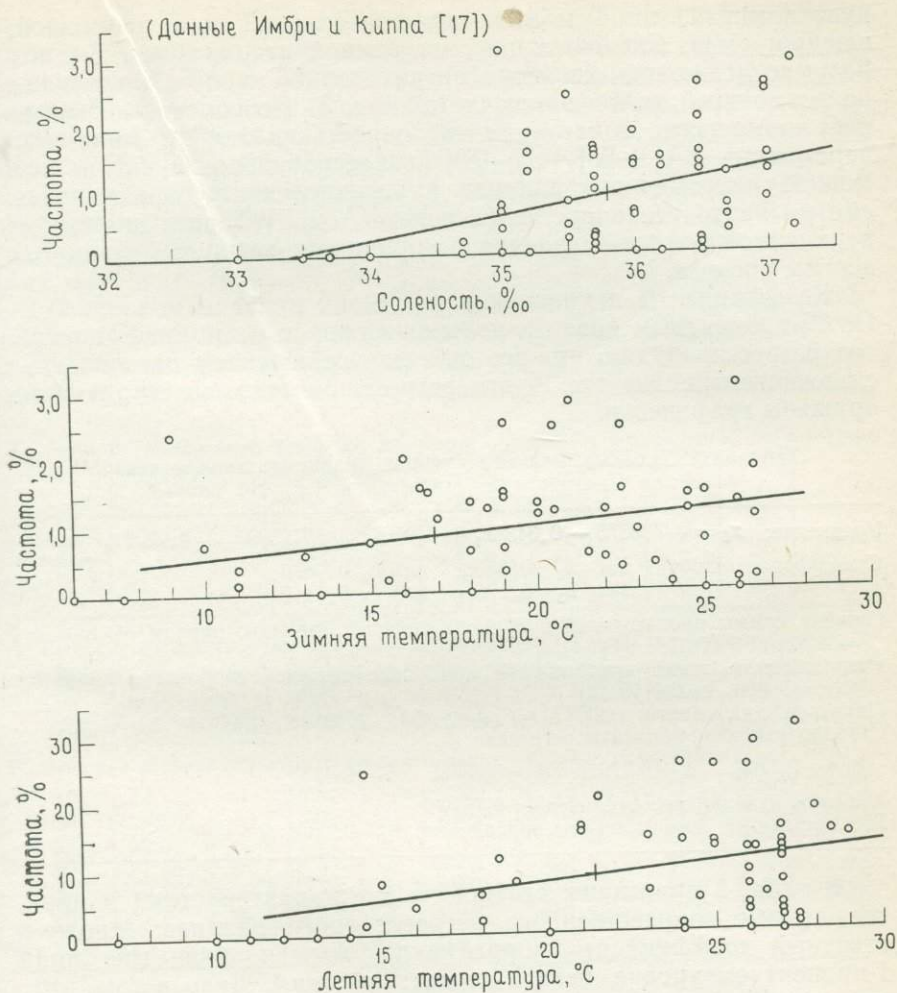


Рис. 4. Двумерные графики зависимости частоты от солености и от зимней и летней температур; показаны линии регрессий; во всех ситуациях частота является функцией.

Приведенные результаты отчетливо показали, что соленость является наиболее важным аргументом. Результат неожиданный, требующий дальнейших рассмотрений. Возможно, он частично отражает неадекватность модели, в соответствии с которой рассматриваются три упомянутых фациальных фактора. Следует также отметить, что, хотя зависимость между А и SAE значима, существует еще так называемая остаточная изменчивость, объяснить которую не удалось. Кроме того, сле-

дует помнить, что T и SAL связаны сильной корреляционной зависимостью. Следовательно, на данной стадии было бы неразумно исключить из числа аргументов ST и WT. Единственно возможный вывод заключается в том, что соленость оказывает наибольшее влияние на численность вида и что комплекс переменных SAL—WT—ST—SWT целесообразно изучать с помощью многомерного анализа в перечисленном порядке. Несмотря на то что корреляция между A и SWT незначима, эта переменная все же сохранена по причинам, которые будут объяснены позднее.

Коэффициенты и уравнения регрессии приведены в табл. 1. По 95-процентным доверительным интервалам для коэффициентов регрессии видно, что все они, за исключением b_{54} , являются значимыми. На рис. 4 эти регрессионные зависимости изображены графически.

Таблица 2. Таблица, иллюстрирующая уравнение множественной регрессии, коэффициенты корреляции и другие данные

Уравнение: $x_5 = -7,8875 - 0,0438x_1 + 0,0601x_2 + 0,2399x_3 + 0,0292x_4$

Стандартная ошибка: для b_1 0,0808, для b_2 0,0676,
для b_3 0,1761, для b_4 0,1140

Ошибка суммы произведений при числе степеней свободы, равном 56 (S_E) =
= 32,4290/56 = 0,5791 (1)

Регрессионная сумма произведений при числе степеней свободы, равном 4:
(S_R) = 9,6462/4 = 2,4115 (2)

Проверка значимости: (2)/(1) = $F_{4,56} = 4,164$; уровень значимости 0,5%

Стандартные коэффициенты регрессии:

$b_1 = -0,3702$; $b_2 = 0,5791$; $b_3 = 0,2855$; $b_4 = 0,0537$

Условное стандартное отклонение: 0,7610

Множественные коэффициенты корреляции: $R^2 = 0,2293$, $R = 4788$

В табл. 2 приведены статистические характеристики и другие данные множественного регрессионного анализа. Множественный коэффициент корреляции, хотя и значимый при 1-процентном уровне, нельзя считать высоким. Дело в том, что данная линейная регрессионная модель учитывает только 23% общей изменчивости. Интересно отметить, что значение этого коэффициента существенно выше значений частных коэффициентов корреляции между функцией (A) и тремя первыми аргументами (ST, WT и SAL). Это может означать, что возрастные корреляции при совместном рассмотрении факторов не поддается оценке.

Рассматривая стандартные отклонения оценок коэффициентов регрессии отдельно, можно сделать вывод, что ни один из них не является значимым. Однако было бы неправильным считать, что аргументы не оказывают никакого влияния. Мы уже видели, что как парные, так и множественные коэффициен-

енты корреляции статистически значимы. Финн [11] отмечал, что многомерная зависимость настолько сложна, что в подобной ситуации знаки могут играть большую роль, чем сами значения коэффициентов. В данном случае коэффициент b_1 отрицательный, из чего следует, что численность *O. universa* уменьшается при возрастании летней температуры. Такой вывод может казаться удивительным, но не является неожиданностью. Возможно, это отражает хорошо известный факт, что данный вид достигает максимальной распространенности в субтропиках, а не в тропической зоне [3].

Анализ остатков детально не проводился, но тем не менее основные результаты можно описать. В табл. 3 приведены характеристики положения и другие параметры. Из этой таблицы нетрудно видеть, что ситуации, не совпадающие с предска-

Таблица 3. Положение высоких значений остатка и фациальные параметры

Номер скважины	Широта	Долгота	Глубина, м	Соленость, ‰	WT, 0 °C	ST, 0 °C	Численность	Остаток
А. Высокие отрицательные значения остатка (меньше предсказанного)								
44	23°02' с. ш.	43°48' з. д.	3523	37,2	22,5	26,0	0,329	-1,01
50	0°46' ю. ш.	26°02' з. д.	3512	35,7	25,0	27,0	0,0	-1,05
57	1°57' ю. ш.	39°02' з. д.	4294	36,5	26,0	27,5	0,164	-1,10
Б. Высокие положительные значения остатка (больше предсказанного)								
12	54°15' с. ш.	16°50' з. д.	2393	35,5	9,0	14,5	2,353	1,72
30	28°50' ю. ш.	41°02' з. д.	3781	36,5	19,0	24,0	2,490	1,42
37	29°01' с. ш.	41°24' з. д.	3197	37,0	20,5	26,0	2,450	1,24
40	27°55' с. ш.	43°38' з. д.	2582	37,2	21,0	26,2	2,793	1,52
41	15°20' ю. ш.	19°43' з. д.	4360	37,0	22,5	25,0	2,433	1,12
58	11°33' с. ш.	60°31' з. д.	1018	35,0	26,0	27,5	3,061	2,15

WT — зимняя температура, ST — летняя температура.

занными, немногочисленны. Таблица четко показывает, что глубина взятия верхней части керна ни в коей мере не влияет на распространенность. Например, может оказаться, что высокое значение положительного остатка будет связано с такой точкой, где глубина верхней части керна наивысшая. Следовательно, исключение глубины верхней части керна из числа аргументов будет обоснованным. Не вызывает сомнения, что глубина, не влияющая на сохранность раковин, при данном подходе к опробованию не является ведущим фактором.

Кроме того, весьма интересны две скважины, расположенные недалеко от экватора и характеризующиеся большими отрицательными значениями остатка, а также высокими значения-

ми WT и ST и сравнительно низкой соленостью. С другой стороны, четыре из 6 скважин высокими положительными значениями остатка характеризуются умеренными летней и зимней температурами и сравнительно высокой соленостью. Нетрудно убедиться, что хотя значения остатков и являются высокими, распределение согласуется с общей схемой, т. е. наивысшая численность *O. universa* приурочена к субтропическим зонам, а высокая температура не влияет на рост вида. Аномально высокие значения в скважине 12, возможно, связаны с действием Северо-Атлантического течения.

Высокие положительные значения остатков в скважине 58, расположенной к северо-западу от Тринидада, объяснить трудно. Здесь фациальные условия (низкая соленость и высокие значения WT и ST) не влияют на рост численности *O. universa*. Кроме того, глубина здесь невелика, а континент близок. Имбри и Кипп [17], рассматривая возможный источник ошибки, указывают, что им могут быть опробование и неправильное определение контакта между слоями. Вполне возможно, что проба характеризует осадки, отложившиеся в то время, когда значения фациальных параметров отличались от современных и влияли на рост численности вида. Точно так же трудно объяснить и высокое отрицательное значение остатка (ненормально низкая концентрация) в скважине 44.

Для дальнейшего осмысливания относительной важности различных фациальных факторов был использован поэтапный анализ, при котором последовательно оценивались аргументы и пересчитывались коэффициенты множественной регрессии и корреляции. Эти данные приведены в табл. 4.

Из табл. 4 видно, что устранение x_4 (SWT) уменьшает значение множественного коэффициента корреляции только на одну тысячную, тогда как уровень значимости достигает 0,5%.

Таблица 4. Поэтапный анализ

Множественные коэффициенты корреляции:

(1) Включая ST, WT, SAL и SWT:	0,4788; $F_{4,57}=4,16$ (1%)*
(2) Без SWT:	0,4779; $F_{3,57}=5,62$ (0,5%)*
(3) Без SWT+SAL:	0,4357; $F_{2,57}=6,80$ (0,5%)*
(4) Без SWT+ST:	0,4742; $F_{2,57}=8,42$ (0,1%)*

Частные коэффициенты регрессии (порядок аргументов: SAL, WT, ST и SWT):

Коэффициент	Доля дисперсии
2,857	0,194
1,140	0,031
-0,380	0,003
0,195	0,001

* Уровень значимости.

При этом коэффициент b_1 остается отрицательным, но принимает очень небольшое значение, b_2 становится меньше, тогда как b_3 , соответствующий солености возрастает, указывая, что эта характеристика является весьма важной для предсказания численности. Стандартные отклонения велики. Остатки, принимающие как положительное, так и отрицательное значение, не испытывают каких-либо больших изменений.

Устранение из набора аргументов солености (b_3) приводит к существенным изменениям. Значение R уменьшается, хотя еще и остается существенным при уровне значимости 0,5%; b_1 меняет знак с отрицательного на положительный. Возможности предсказания заметно снижаются, на что указывают высокие значения как положительных так и отрицательных остатков.

Изменение порядка изучаемых переменных SAL, WT, ST и SWT (табл. 5) выявило зависимость между аргументами и

Таблица 5. Статистические параметры и другие данные для значений натуральных логарифмов

Корреляционная матрица ($n=60$)

x_2	0,9000			
x_3	0,7342	0,6005		
x_4	0,6816	0,8696	0,4752	
x_5	0,6141	0,5161	0,5912	0,3182
	x_1	x_2	x_3	x_4

(r , соответствующие 2- и 0,1-процентному уровням значимости при 58 степенях свободы, равны соответственно 0,30 и 0,415)

	b_1	b_2	b_3	b_4
Коэффициент регрессии:	2,0274	0,9205	49,8462	-1,0118
Стандартная ошибка:	2,6000	0,9002	22,6824	0,6448

$\alpha = -188,2057$

R (включая ST, WT, SAL и SWT):	0,6682 (0,1%)*
R (без SWT):	0,6494
R (без SWT и SAL):	0,6198
R (без SWT и ST):	0,6246

* Уровень значимости.

функцией. Нетрудно видеть, что устранение двух последних переменных не вносит каких-либо существенных изменений в значение R . С другой стороны, уровень значимости уменьшается до 0,1%. Доли, вносимые SAL и WT в суммарную изменчивость, равны соответственно 0,194 и 0,031, тогда как на ST и SWT приходится в сумме только 0,004.

Таким образом, исходя из модели линейной регрессии, можно сделать следующие выводы:

а. Из всех рассмотренных в качестве аргументов переменных максимальное влияние на численность *O. universa* оказы-

вает соленость. Повышение солености влияет на размножение вида.

б. Зимняя температура является следующим важным показателем, который положительно коррелируется с численностью.

в. Эти две переменные, рассматриваемые как аргументы, могут совместно учитывать значительную часть изменчивости в распространении вида.

г. Роль летней температуры крайне мала. Она оказывает отрицательное влияние на численность, т. е. высокая летняя температура снижает численность вида.

д. Разность между ST и WT не играет роли, по крайней мере в условиях линейной модели.

е. Линейная модель недостаточна для объяснения изменчивости численности вида, так как существует еще большая доля остаточной изменчивости, которая этой моделью не учитывается.

Последний вывод привел автора к попытке построить нелинейную регрессионную модель, которая представлена в следующем виде:

$$y = ax_1^p x_2^q x_3^r \dots$$

С этой целью описанный выше способ статистического регрессионного анализа был использован для натуральных логарифмов наблюдаемых значений параметров. Результаты приведены в табл. 5.

Сравнительное изучение корреляционных матриц нелинейной и линейной моделей показывает, что корреляционная связь между тремя первыми переменными (ST, WT и SAL) несколько ослаблена. С другой стороны, корреляция между SWT и ST и WT проявлена сильнее. Отмечается также значительное усиление корреляции между зависимой переменной A и всеми аргументами. В условиях данной модели корреляция между A и SWT значима при уровне 2%, а это позволяет сохранить SWT в качестве аргумента.

Значение множественного коэффициента корреляции выше, чем в условиях линейной модели. Он является значимым при уровне меньше чем 0,1%. Данная модель учитывает около 45% от общей изменчивости. Оценки коэффициентов регрессии оказались положительными для первых трех аргументов (ST, WT и SAL), а для четвертого (SWT) — отрицательной. В отличие от линейной модели b_3 (для SAL) оказывается незначимым при доверительном интервале 95%. Это опять указывает на то, что соленость является наиболее важным аргументом. Поэтапный анализ показал, что устранение двух из четырех аргументов уменьшает значение R только с 0,668 до 0,619. Отсюда следует вывод, что как соленость, так и летняя температура в со-

четании с зимней температурой могут служить аргументами. Возможно, что это частично является следствием значительной связи между аргументами.

Несмотря на лучшие свойства нелинейной модели для предсказания, существует еще не объясненная большая остаточная дисперсия. Она может быть следствием неадекватности модели. Рассматривалась также поверхность отклика второй степени. Оказалось, что множественный коэффициент корреляции (R) для этой модели равен 0,5689. Ясно, что другая нелинейная модель дает лучшее приближение. Уровень значимости также оказался ниже, так как число переменных в этой ситуации больше. Полученное уравнение регрессии имеет следующий вид:

$$y = 452,5 + 1,4967x_1 + 1,3358x_2 - 27,1825x_3 - \\ - 0,0417x_1^2 - 0,0324x_2^2 + 0,4069x_3^2 + 0,0775x_1x_2 - \\ - 0,0295x_1x_3 - 0,0523x_2x_3,$$

где $x_1 = ST$, $x_2 = WT$, $x_3 = SAL$, $y = A$.

Коэффициенты множественной регрессии, в частности их знаки, ставят ряд интересных вопросов, но их обсуждение не входит в задачи данной статьи.

Также вполне вероятно, что значительную часть остаточной изменчивости можно учесть, добавив еще один или два факторальных фактора к уже имеющимся аргументам. Автор уверен, что в качестве таких факторов можно рассматривать замутненность воды и наличие пищи. Наконец, не следует забывать, что в данном случае зависимость между функцией и аргументами является структурной, а не функциональной. Следовательно, абсолютно точного предсказания достигнуть нельзя.

Из всех описанных статистических упражнений следует, что на численность *O. universa* из трех важных глобальных климатических факторов ST , WT и SAL последний оказывает максимальное влияние.

Вывод, полученный в результате такого анализа, согласуется с выводами, полученными разными авторами эмпирическим путем по результатам наблюдений. Однако в данной статье уделяется внимание другим аспектам. Так, например, Би, Харрисон и Лотт [3] утверждают, что *O. universa* достигает расцвета в субтропических водах. Очевидно, что основное внимание здесь направлено на температуру. В настоящей же статье показано, что в данном случае дело не в температуре, а в солёности, которая влияет на численность вида. Океанографические исследования показали, что максимум солёности приходится на средние широты (см. [10] и ранее приведенное обсуждение), а в этой зоне преобладают субтропические условия. Это смещение акцента может не играть важной роли, если изу-

чается только современное распределение *O. universa*, но нетрудно видеть, что при палеоэкологических исследованиях оно окажет существенное влияние.

Вообще известно, что палеотемпературные циклы и циклы палеосолености не совпадают. Высокая температура вызыва-

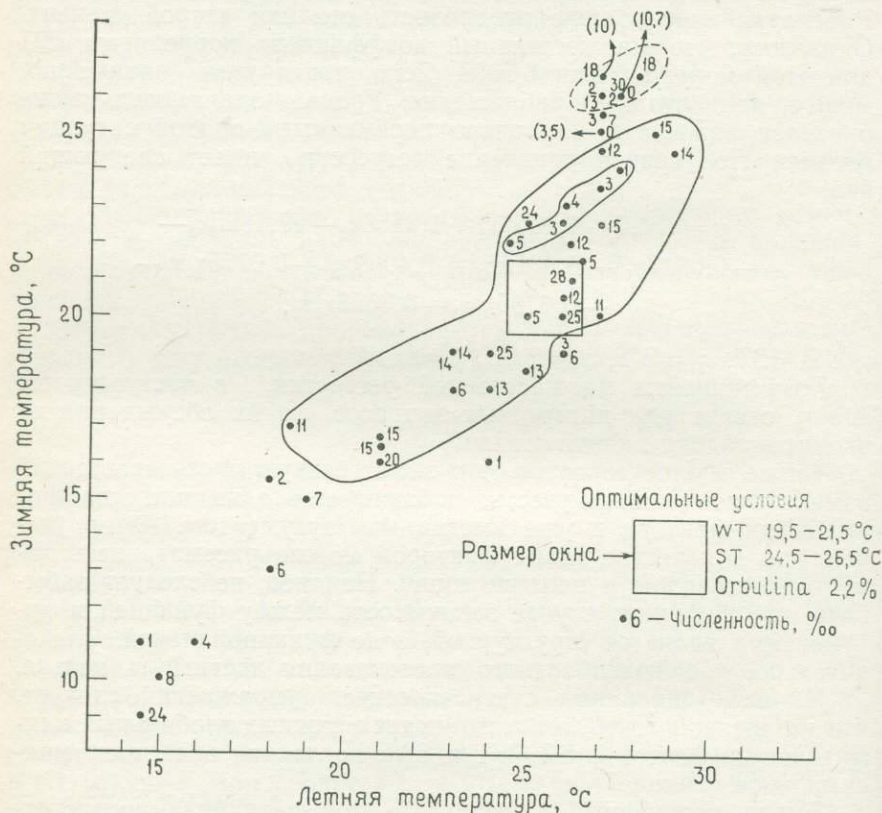


Рис. 5. Оптимальные условия роста в зависимости от оптимальных летней (ST) и зимней (WT) температур.

ет исчезновение оледенения и таяние ледяных шапок на полюсах. Низкая температура приводит к обратному эффекту. В условиях промежуточных температур, которые преобладают в настоящий момент, соленость является функцией испарения, выпадения осадков, поверхностной циркуляции и смешивания.

Теперь мы рассмотрим распределение *O. universa* во времени в одной точке. Если для начала предположить, что WT и ST низкие, а оледенение максимально, то данный вид, даже в условиях высокой солености, должен отсутствовать или быть

крайне редким. Это состояние будет сохраняться до тех пор, пока WT и ST не достигнут критической точки, характеризующейся температурами 9 и 14 °С соответственно (рис. 4). После этого среднее значение солености поверхностного слоя должно уменьшаться за счет таяния ледников. Начиная с этого мо-

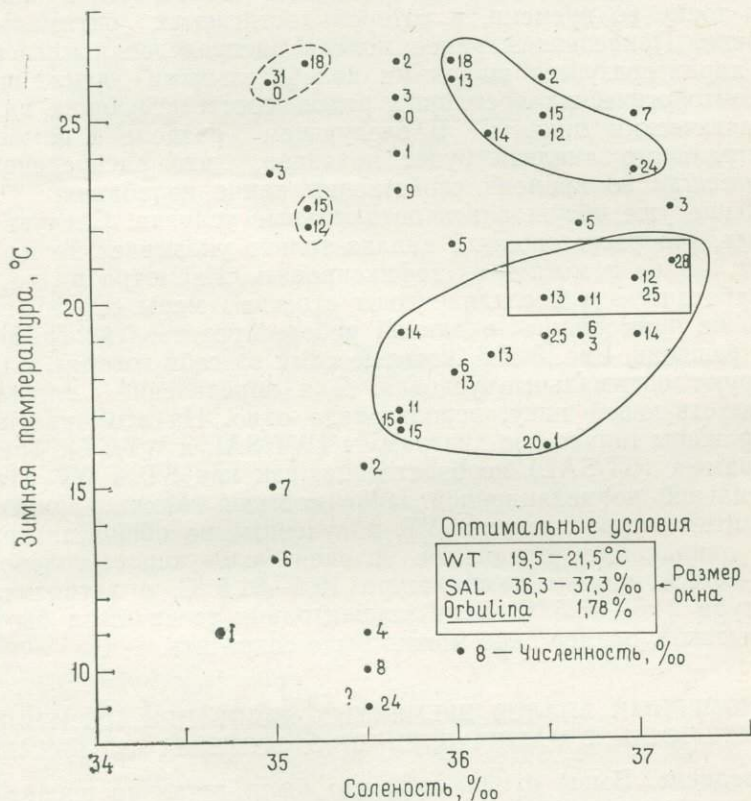


Рис. 6. Оптимальные условия роста в зависимости от оптимальной зимней температуры (WT) и солености (SAL).

мента, соленость должна будет в значительной степени контролировать распределение вида. При этом численность вида будет сначала медленно, а затем быстро возрастать до тех пор, пока не создадутся оптимальные условия. При дальнейшем повышении ST численность снизится, хотя и не очень интенсивно. Если условия будут изменяться в обратном направлении, т. е. ST и WT будут понижаться, а SAL увеличиваться, это снова приведет к оптимальным условиям. Дальнейшее понижение ST и WT окажется причиной уменьшения численности. Логично

предположить, что снижение численности в условиях высокой температуры происходит менее интенсивно. Следовательно, кривая распределения во времени обладает почти плоскими вершинами и глубокими минимумами и похожа на теоретическую модель, приведенную на рис. 1. Следует заметить, что соленость должна значительно влиять на численность и определять точку во времени, в которой достигаются оптимальные условия. Приведенная ранее модель распределения численности характеризуется широкими колебательными движениями палеонтологических временных рядов, соответствующих палеоклиматическим циклам. В следующем разделе с помощью спектрального анализа будет показано, что распределению *O. universa* во времени свойственны такие колебания.

Выше уже обсуждались оптимальные условия. Следует отметить, что регрессионный анализ только указывает на их наличие, но не помогает их зафиксировать. Несмотря на то что разработанные в последние годы строгие меры оптимизации здесь не применялись, в данной работе представлено графическое решение. Рис. 5 и 6, которые сами за себя говорят, иллюстрируют оптимальные условия. Для определения площади, соответствующей пику, использовано окно. На этих рисунках изображены только две диаграммы (WT/SAL и WT/ST). Третья диаграмма (ST/SAL) необязательна, так как ST и WT связаны сильной корреляционной зависимостью. Можно заметить, что оптимальные пределы WT, полученные по обеим диаграммам, одинаковые. Идеальные условия следующие: соленость 3,63—3,73%, зимняя температура 19,5—21,5 °C, а летняя температура 24,5—26,5 °C. Если концентрация точек была бы более высокой, размер окна можно было сократить.

ОДНОМЕРНЫЙ АНАЛИЗ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ ПРИ ИЗУЧЕНИИ ИЗМЕНЧИВОСТИ В РАСПРЕДЕЛЕНИИ *O. UNIVERSA* ВО ВРЕМЕНИ

Введение. Выше отмечалось, что были детально проанализированы четыре временных ряда. Три из них были построены по данным для *Orbulina* (число/грамм), полученным при изучении проб из керна скважин DSDP 216 ($N=19$), 217 ($N=19$) и 219 ($N=28$), а один по опубликованным данным, приведенным Имбри и Киппом [17] ($N=23$); последний в дальнейшем обсуждении будет сокращенно обозначаться ИК. В настоящем анализе предполагалось, что ряды являются стационарными второго порядка, т. е. ни для среднего, ни для дисперсии не существует систематического тренда. Обоснованность этого предположения с теоретических позиций уже рассматривалась. Интервал опробования равен 50 см. Следовательно, самый короткий, различаемый в ряду цикл имеет длину 100 см, чему соответствует частота Никвиста с периодом 2. Проблема замены

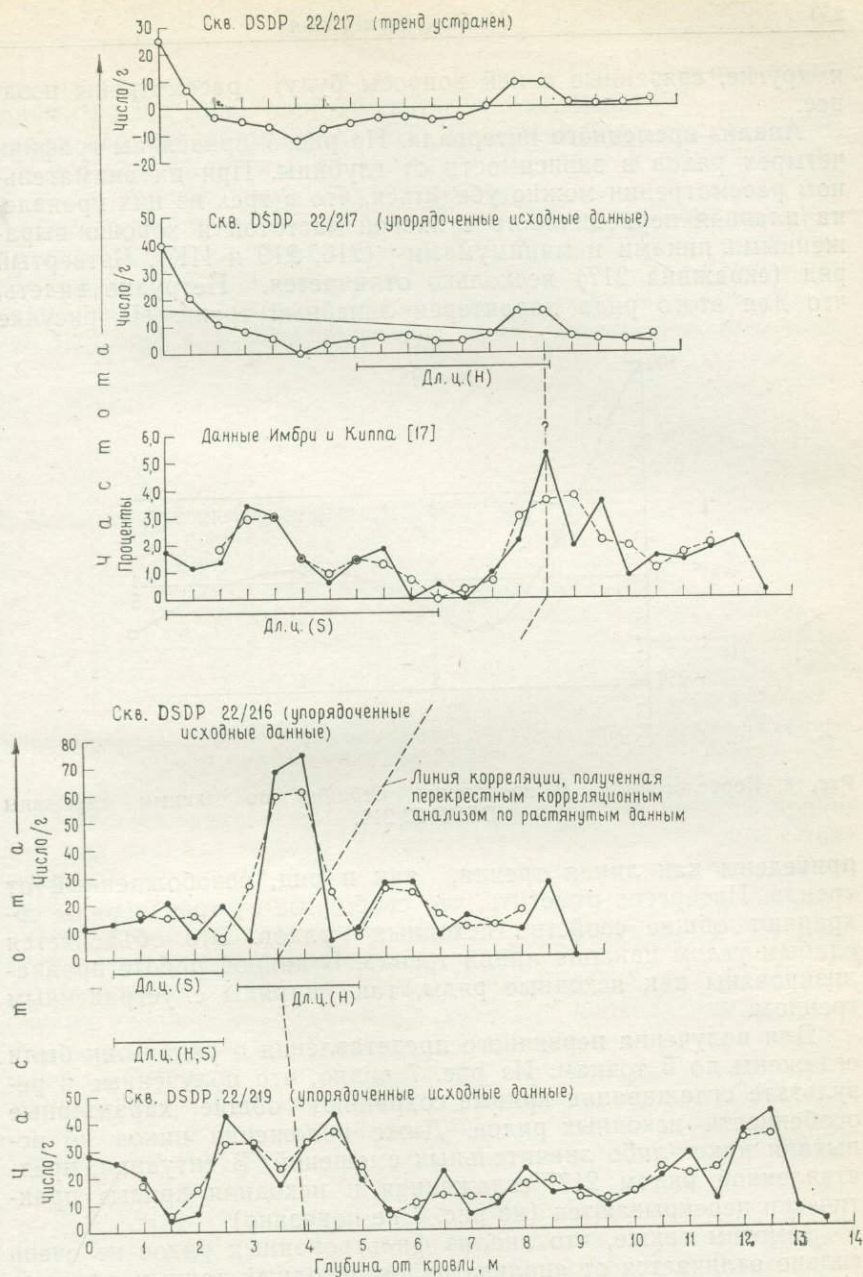


Рис. 7. Графики зависимости численности (выверенной) от глубины; представлены анализируемые палеонтологические временные ряды; показаны длина циклов и линия стратиграфической эквивалентности. Дл. ц. — длина цикла.

и другие, связанные с ней вопросы будут рассмотрены позднее.

Анализ временного интервала. На рис. 7 приведены графики четырех рядов в зависимости от глубины. При их внимательном рассмотрении можно убедиться, что в трех из них проявлена плавная периодичность с низкой частотой и хорошо выраженными пиками и минимумами (216, 219 и ИК). Четвертый ряд (скважина 217) несколько отличается. Нетрудно видеть, что для этого ряда характерен линейный тренд. На рисунке

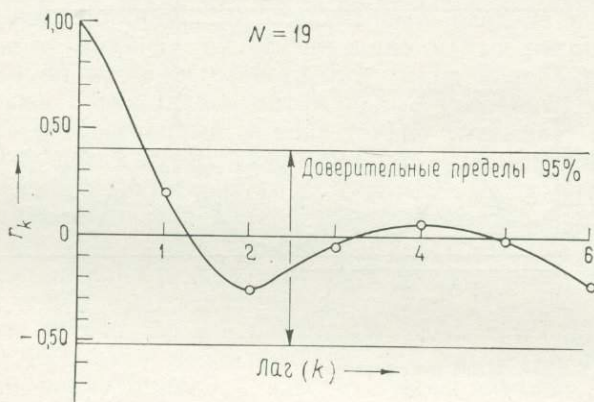


Рис. 8. Коррелограмма распределения *Orbulina* по данным скважины DSDP 22/216.

приведены как линия тренда, так и ряд, освобожденный от тренда. Интересно отметить, что свободные от тренда ряды сохраняют общие свойства исходных рядов. Это объясняется слабым углом наклона линии тренда. В данной работе проанализированы как исходные ряды, так и ряды с устраненным трендом.

Для получения первичного представления о рядах они были сглажены по 5 точкам. Из рис. 7 видно, что полученные в результате сглаживания кривые сохраняют общие характерные особенности исходных рядов. Даже положения пиков не испытали каких-либо значительных смещений. В ситуации, представленной рядом 217, сглаженная и исходная кривые практически перекрываются (на рис. 7 не показано).

Заметим также, что анализ фильтрованных рядов не очень сильно отличается от анализа рядов исходных данных, которые и были использованы, так как они не приводят к потере данных, что весьма важно для коротких рядов.

Корреляционный анализ рядов. На рис. 8—12 приведены коррелограммы пяти рядов, построенные по значениям, полу-

ченным по формуле Кендалла и Стюарта [19]. Доверительные пределы даны лишь приблизительно и занижены.

Из коррелограммы ряда 216, приведенной на рис. 8, видно, что все коэффициенты, соответствующие лагу и отличающиеся от нуля, хорошо укладываются в доверительный интервал, что свидетельствует о том, что ряд можно рассматривать как реализацию дискретного стохастического процесса [18]. Более того, можно также сказать, что этот ряд получен как результат процесса, порождающего белый шум. Однако, несмотря на то что значения для коррелограммы можно было вычислить толь-

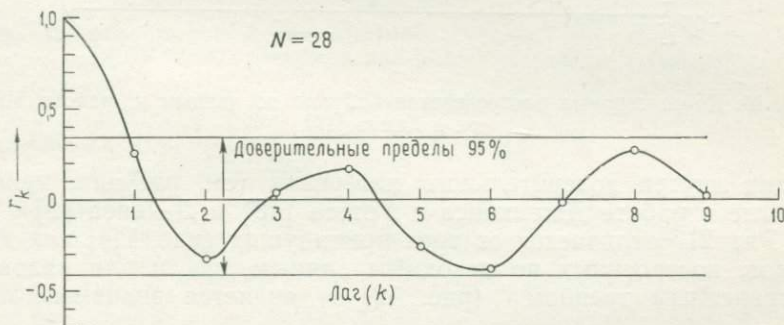


Рис. 9. Коррелограмма распределения *Orbulina* по данным скважины DSDP 23/219.

ко при лаге, равном 6, периодический характер кривой проявлен для периода 4, чему соответствует цикл длиной 2 м. Отражают ли эти точки действительное состояние или нет, можно определить только с помощью спектрального анализа, который будет описан в дальнейшем. Ясно, что небольшая длина ряда затрудняет интерпретацию.

Несколько лучше обстоит дело с рядом 219 (рис. 9). В этом случае пиковое и минимальное значения коррелограммы близки к верхней и нижней линиям доверительного интервала, хотя они и статистически незначимы при 5-процентном уровне. Кроме того, период коррелограммы равен 2 м. Так как этот ряд длиннее, то в нем видны два полных цикла. Следовательно, можно предположить, что существует хорошо представленный локальный периодический элемент ряда.

В ряду ИК колебания, даже указания на них, отсутствуют (рис. 10), причем отрицательная корреляция за пределами лага 2 представляется значительной и постоянной. Это нельзя объяснить, предположив, что ряд сформировался в результате чисто случайного процесса. Дело в том, что для ряда, полученного в результате процесса, генерирующего белый шум, характерны неравномерные изменения коэффициентов автокорре-



Рис. 10. Коррелограмма распределения *Orbulina* по данным из работы Имбри и Киппа [17].

ляции внутри доверительного интервала (см. рисунки, приведенные в работе Дженкинса и Уоттса [18] и Дейвиса [9]).

Ряд 217 отличается от трех предыдущих (рис. 11); как для рядов, построенных по исходным данным, так и для рядов с устраненным трендом (рис. 12) r_1 является значимым при

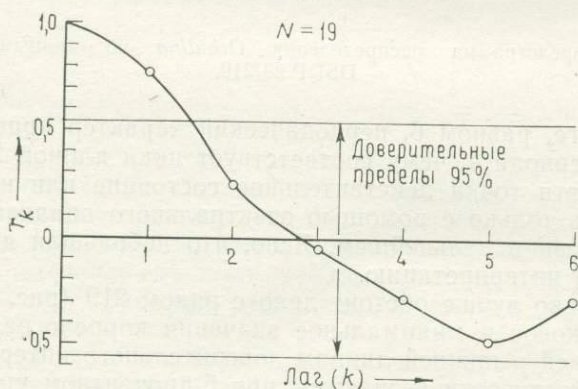


Рис. 11. Коррелограмма распределения *Orbulina* по данным скважины DSDP 22/217.

2-процентном уровне (Андерсон [2] табулировал односторонние значимые точки до 0,001). С помощью статистического критерия Бартлетта, описанного в работе Бокса и Дженкинса [7], мы получили стандартную ошибку величины r_k , отличающуюся от r_1 , которая оказалась равной 0,341; ясно, что эта величина хорошо сравнима с r_k , превышающей лаг 1. Общий характер и форма коррелограммы указывают на присутствие в ряду тренда. Возможно, что он представлен рядом авторегрессии

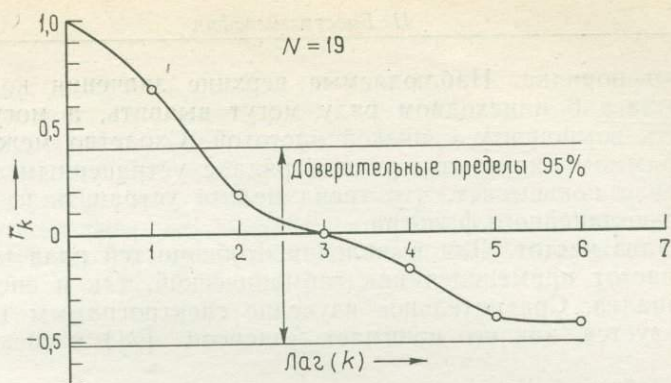


Рис. 12. Correlogramma распределения *Orbulina* по данным скважины DSDP 22/217; построена для ряда с устранинным трендом.

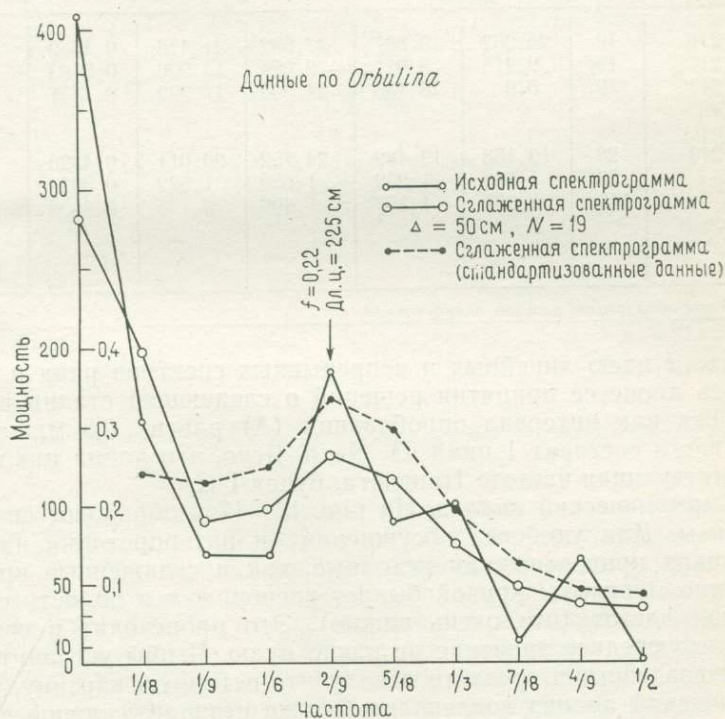


Рис. 13. Спектрограмма временного ряда по данным скважины DSDP 22/216. Приведены исходная и сглаженная спектрограммы, построенные по необработанным данным, а также сглаженная спектрограмма, построенная по стандартизованным данным. Дл. ц. — длина цикла, f — частота, Δ — интервал опробования.

первого порядка. Наблюдаемые верхние значения колебаний после лага 6 в исходном ряду могут выявить, а могут и не выявить компоненту с низкой частотой. Сходство между коррелограммами исходного ряда и ряда с устраненным трендом отчетливо показывает, что тренд нельзя устранить из ряда с помощью линейного фильтра.

Анализ частот. Для выявления особенностей ряда при анализе частот применялся как гармонический, так и спектральный анализ. Сравнительное изучение спектрограммы (термин, используется, как его понимает Андерсон [2]) и спектра по-

Таблица 6. Параметры для предсказания значений с помощью гармонического анализа

Скв. DSDP	N	Среднее ряда	Стандартное отклонение	Вычисленное среднее	Вычисленное стандартное отклонение	r	Уровень значимости
22/216	19	20,262	19,827	37,592	31,473	0,4562	0,05
22/217	19	9,218	8,917	— 2,024	14,906	0,5193	0,05
22/217 (без тренда)	19	0,0	8,135	—24,932	17,292	0,4871	0,05
23/219 ИК	28	19,158	12,482	24,752	20,011	0,4320	0,02
ИК	23	1,695	1,252	1,650	1,822	0,5044	0,02
ИК (полный ряд)	110	1,691	1,157	1,209	3,190	0,2552	0,01

Ряды образованы каждой пятой точкой.

рождает идею линейных и непрерывных спектров ряда и помогает в процессе принятия решений о следующей стадии анализа. Так как интервал опробования (Δ) равен 0,5 м, частота Никвиста составит 1 цикл на метр. Ясно, что длина цикла, соответствующая частоте Никвиста, будет 1 м.

Гармонический анализ. На рис. 13—17 изображены спектрограммы. Для удобства обсуждения и интерпретации на этих рисунках приведены как исходные, так и сглаженные кривые. Обычно максимум кривой бывает расположен в области самых низких частот (что очень важно). Это происходит в связи с тем, что среднее значение не равно нулю. Чтобы устранить эффект воздействия среднего и получить истинную картину, в гармонический анализ вовлекались также стандартизованные данные (пунктирная линия). На приведенных рисунках отчетливо видно, что, если не считать отсутствия эффекта влияния среднего, общая схема стандартизованных данных полностью совпадает со схемой исходных кривых. Еще одно преимущество заключается в том, что хотя масштаб ряда ИК и отличается

от масштаба других рядов, оцененные мощности различных гармонических частот имеют тот же порядок и, следовательно, сопоставимы. Изучение рисунков выявило следующее:

1. Для ряда 216 как необработанные, так и сглаженные спектрограммы, построенные по исходным и стандартизованным данным (рис. 13), характеризуются отчетливым пиком в области четвертой гармоники. После этого сглаженные кривые

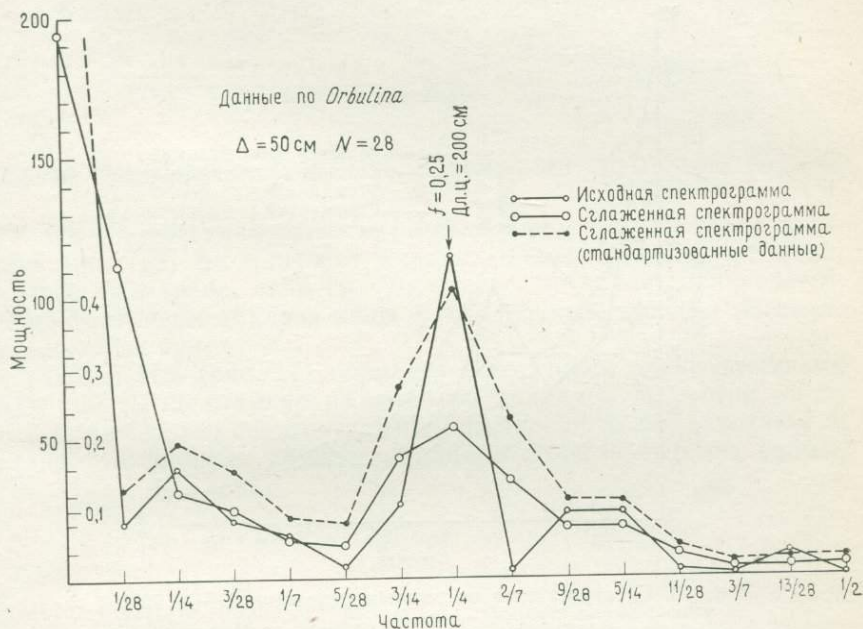


Рис. 14. Спектрограмма по данным скважины DSDP 23/219.

постепенно спускаются к низким значениям частоты Никвиста, что свидетельствует об отсутствии сколько-нибудь заметного влияния замены. В табл. 6 приведены данные, показывающие, что имеется существенная, хотя и не очень сильная корреляционная зависимость между исходными и вычисленными (на основе гармонических коэффициентов) значениями ряда. Следовательно, полученное приближение можно считать удовлетворительным. Проведенный анализ также показал, что случайной компонентой пренебрегать нельзя и ряд следует рассматривать как возникший в результате процесса, обладающего детерминированным (периодическим) и стохастическим элементами. Этот вывод является весьма важным, так как он помогает при построении модели.

2. Для ряда 219 (рис. 14) характерен отчетливый пик в области частоты 0,5 цикл/м (ц/м). Значение частоты, соответствующей пику, близко к аналогичному значению для ряда 216. Небольшое расхождение могло возникнуть за счет различия длины рядов. Следует отметить, что величина пика возрастает для стандартизованных данных. В данном случае также эффект замены не проявлен. Сглаженные кривые характеризуются наличием небольшого, но отчетливого пика в области $f=$

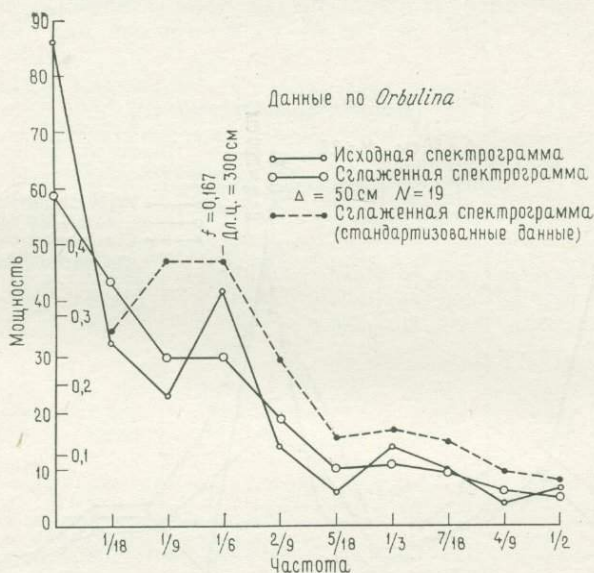


Рис. 15. Спектрограмма по данным скважины DSDP 22/217.

$=0,14$ ц/м, что соответствует длине цикла 7 м. Это наводит на мысль о возможности существования низкочастотной компоненты. Так как корреляция между исходными и вычисленными данными оказалась значимой при уровне 0,02, то подбор вычисленной кривой можно признать удовлетворительным.

3. Спектрограммы ряда 217 (рис. 15) отличаются от предыдущих. Необработанная спектрограмма, построенная по исходным данным, имеет пик при частоте $f=0,344$ ц/м, который отсутствует на сглаженной кривой. С другой стороны, на сглаженной спектрограмме, построенной по стандартизованным данным, отчетливо отмечается пик для частоты в интервале от $f=0,111$ ц/м \div $0,344$ ц/м (возможно, что $f=0,278$ ц/м соответствует длине цикла 3,6 м). Остальные свойства ряда сходны с описанными выше.

В данной ситуации корреляция между исходными и вычисленными значениями оказалась значимой при 5-процентном

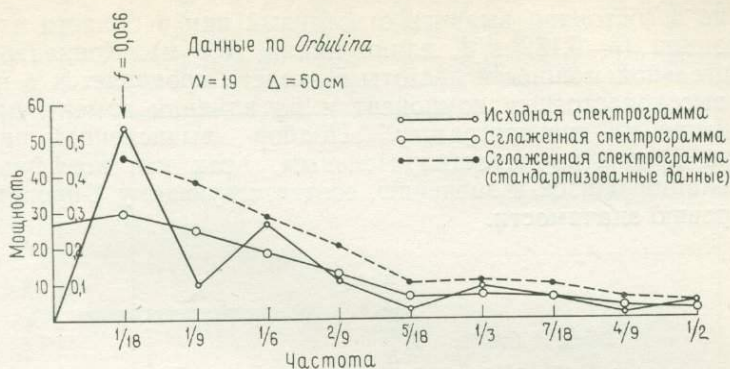


Рис. 16. Спектрограмма по данным скважины DSDP 22/217; тренд устранен.

уровне. Сглаженная спектрограмма ряда с устраненным трендом (рис. 16) не содержит никаких пиков. Ранее уже отмечалось, что тренд, если он существует, не является линейным. В последующем анализе ряды с устраненным трендом рассматриваться не будут.

4. Ряд ИК (рис. 17) обладает некоторыми преимуществами для работы со стандартизованными данными. Несмотря на то что сглаженные спектрограммы, построенные по исходным и стандартизованным данным, сходны в области высоких частот,

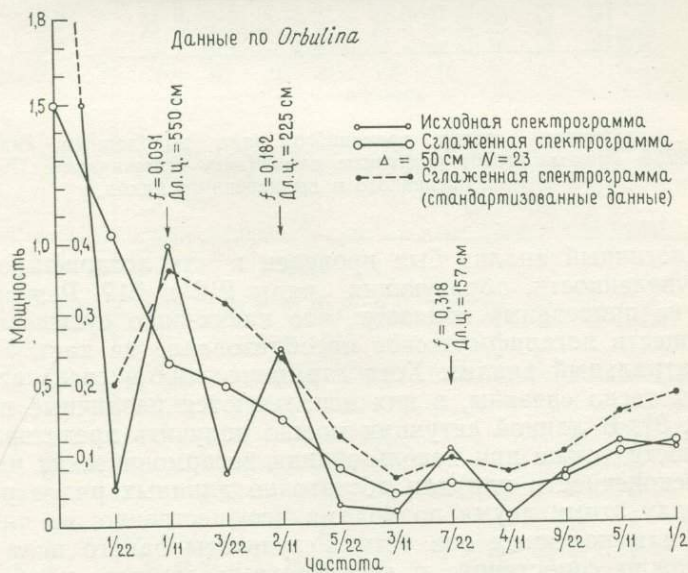


Рис. 17. Спектрограмма по данным Имбри и Киппа [17].

они не в состоянии выявить отчетливый пик в области второй гармоники ($f=0,182$ ц/м, длина цикла 5,5 м). Концентрация значительной мощности частоты Никвиста проявляется в наличии высокочастотных компонент и во влиянии замены преобразования на спектрограмму. Подбор вычисленной кривой можно признать удовлетворительным, так как коэффициент корреляции близок к значению, соответствующему 1-процентному уровню значимости.

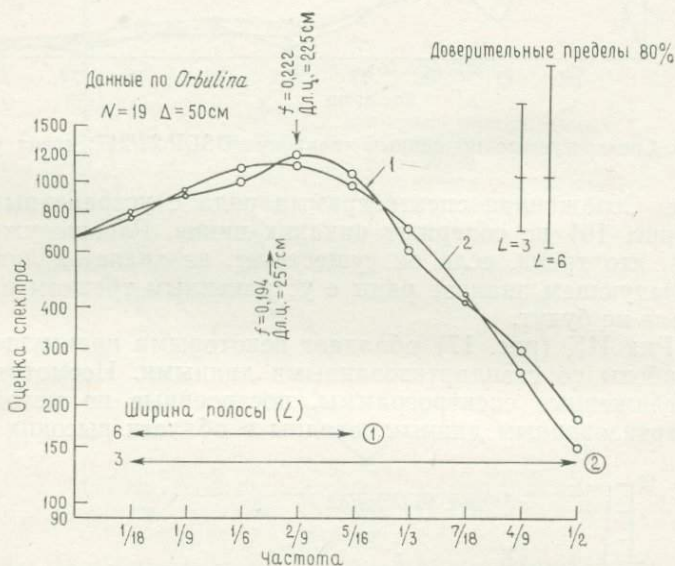


Рис. 18. Сглаженный спектр временного ряда по данным скважины DSDP 22/216. Кривые имеют различные окна (лаг) сглаживания. Показано положение оцененного и вычисленного пиков.

Аналогичный анализ был проведен и для логарифмов значений численности, образующих ряды 216 и 219. Результаты (здесь не приведены) показали, что каких-либо существенных преимуществ логарифмическое преобразование не дает.

Спектральный анализ. Хотя гармонический и спектральный анализы тесно связаны, в них используются различные подходы [19, 8]. В данной ситуации можно получить представление о мощности также при использовании негармонических частот. Для бесконечности или для достаточно длинных рядов различие между этими двумя подходами несущественно, но для коротких или конечных оно есть. Результаты одного вида анализа можно сопоставить с результатами другого, и оба они могут выявить некоторые особенности изучаемых рядов.

Таблица 7. Частотные пики в сглаженных спектрах

Номер скважины	N	Лог	Ширина полосы	Частотный интервал	Пик, ц/м			Примечания
					1	2	3	
22/216	19	6	0,222	0,05	0,5	—	—	Сильный
22/216	19	3	0,444	0,05	0,4	—	—	Умеренный
22/216	19	6	0,222	0,025	0,2	0,5	0,8	Сильный
22/217	19	6	0,222	0,05	0,2	—	—	Умеренный
22/217	19	3	0,444	0,05	Пика нет	—	—	
22/217	19	6	0,222	0,025	0,2	0,55	—	Сильный
22/217 (б. т.)	19	6	0,222	0,05	0,2	—	—	Слабый
22/217 (б. т.)	19	3	0,444	0,05	Пика нет	—	—	
23/219	28	6	0,222	0,05	0,2	0,5	—	Сильный
23/219	28	3	0,444	0,05	0,5	—	—	Сильный
V12-122*	23	7	0,190	0,05	0,2	—	—	Сильный
V12-122	23	4	0,333	0,05	0,3	—	—	Умеренный
V12-122	23	7	0,190	0,025	0,2	—	—	Очень силь- ный
V12-122 (полные данные)	110	18	0,074	0,025	0,5	1,5	3,25	Сильный
V12-122 (полные данные)	110	9	0,148	0,025	1,5	3,5	—	Сильный
V12-122 (полные данные)	110	5	0,267	0,025	1	3,75	—	Умеренный

* Данные Имбри и Киппа [17] из карибской скважины. Ряд образован каждой пятой пробой керна. (б. т.) — без тренда.

В последующем анализе спектр оценивался в условиях различного лага и различных частотных интервалов, включая связанные с длиной ряда. Эти результаты использовались для сравнения спектрограмм и спектров. Самое узкое окно применяемого лага было равно $L=1/3N$, а самое широкое достигало $L=3$. На всех рисунках изображена зависимость логарифма полученных оценок от частоты и приведены также 80-процентные доверительные интервалы. Следовательно, шансы приня-

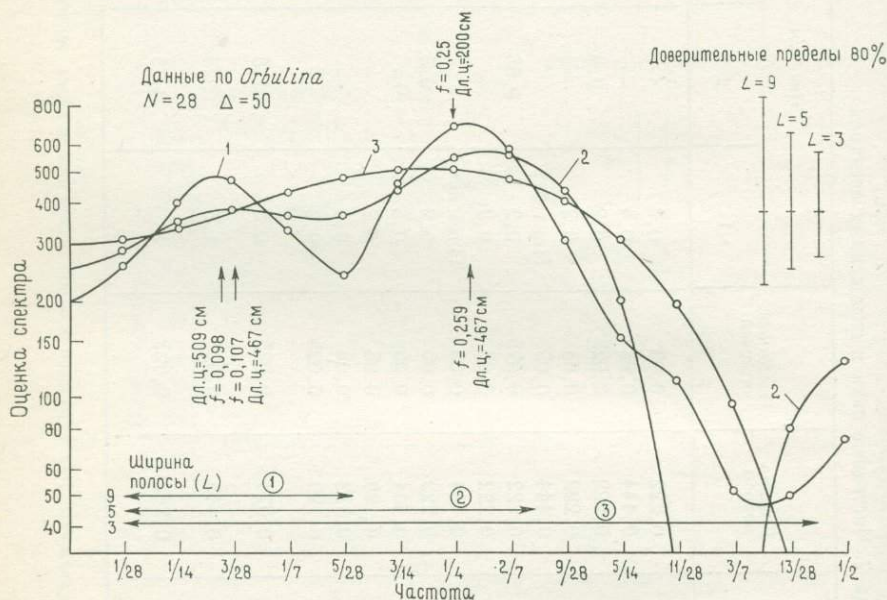


Рис. 19. Сглаженный спектр по данным скважины DSDP 23/219; кривые соответствуют трем различным окнам сглаживания.

тия ложного пика как значимого оцениваются отношением 1 к 5. В связи с тем, что ряд короткий, следует учесть большой риск, но это не должно вводить в заблуждение, так как результат вычисления нам известен.

Сглаженный спектр ряда 216 (рис. 18) характеризуется отчетливым пиком при $f=0,222$ ц/м. Этот пик в точности совпадает с пиком, полученным с помощью гармонического анализа. Если ширина полосы увеличивается, то отмечается незначительное смещение пика влево, но само существование пика несомненно. Форма спектра позволяет предположить, что его можно рассматривать как результат процесса авторегрессии второго порядка, причем слабое смещение частично можно объяснить эффектом сглаживания в условиях широкого окна (ширина 0,444), а частично тем, что полученная кривая действи-

тельно характеризует спектр. Для выявления точного положения пика можно сократить частотные интервалы. Из табл. 7 видно, что при длине частотного интервала 0,025 существует отчетливый пик, соответствующий 0,5 ц/м (длина цикла 2 м). При изучении формы спектра было выбрано значение $L=6$ как наиболее приемлемое. При той же самой длине частотных интервалов были выявлены два других пика. Однако они слабо

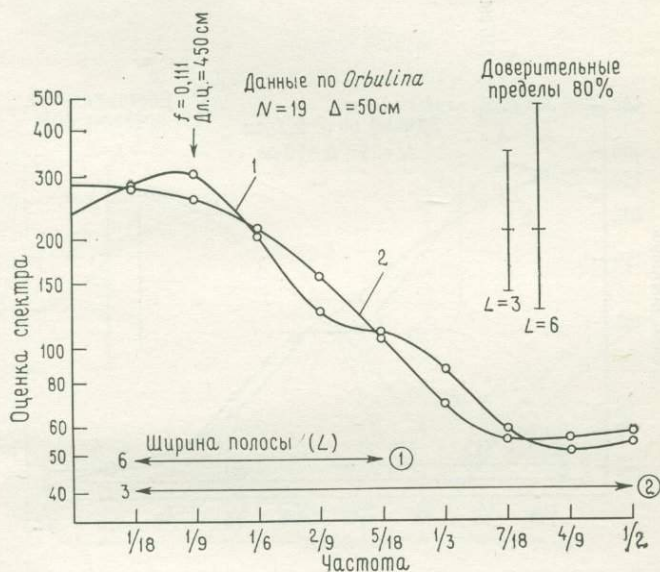


Рис. 20. Сглаженный спектр по данным скважины DSDP 22/217.

выражены и незначимы. Для надежного обоснования этих пиков требуется более длинный ряд. При замене одного спектра другим эффекта не наблюдается. Сглаженный спектр ряда 219 (рис. 19) характеризуется (при $L=9$) наличием двух отчетливых статистически значимых пиков в области 0,2 ц/м и 0,5 ц/м. Увеличение окна постепенно сглаживает первый пик (см. кривые при $L=6$ и 3). Причина этого заключается в том, что в случае большого окна ширина пика становится меньше ширины сглаживающей полосы [18]. В данном случае можно сделать вывод, что двум отчетливым циклам соответствуют длины, равные 2 и 5 м. Следует напомнить, что 5-метровый цикл также присутствует в ряду 216. Пики с одними и теми же частотами выявляются в оценках спектра с другими интервалами частот. Анализ, проведенный на основе стандартизованных данных, показал, что для той же самой частоты существуют пики, проявленные сильнее. Смещение кривых вверх в

области высоких частот свидетельствует о наличии эффекта замены. Наличие более чем одного промежуточного пика позволяет допустить, что они могли возникнуть в результате изменения среднего значения процесса авторегрессии.

Интересно, что для коррелограмм рядов 216 и 219 характерны колебания с периодом, равным 2 м. Это совпадение не случайно. Оно предполагает, что если даже значимой автокорре-

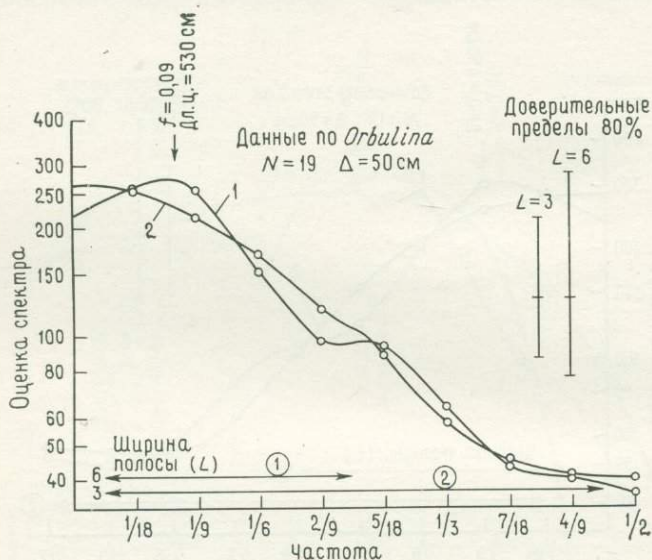


Рис. 21. Сглаженный спектр по данным скважины DSDP 22/217; тренд устранен.

ляции не существует, из этого не следует, что ряд утратил периодические компоненты.

В спектре ряда 217 (по исходным данным и данным с устраненным трендом) выявлено наличие небольшого слабого пика в области частот между 0,18 и 0,22 ц/м, соответствующего $L=6$ (рис. 20 и 21). После увеличения спектрального окна ($L=3$) спектр сглаженных кривых постепенно снижается в сторону высоких частот. Ясно, что максимальная мощность сосредоточена в обратном направлении. Такой спектр характеризуется процессом авторегрессии первого порядка с положительным значением α_1 .

Однако процесс второго порядка ($\alpha_1 + ve$ и $\alpha_2 - ve$) может также привести к возникновению такого спектра. Следует отметить, что если с целью получения более детальной кривой выделяют более дробные частотные интервалы, то пик располагается в области $f=0,2$ ц/м (длина цикла 5 м, см. табл. 7).

Это может быть вызвано тем, что спектрограмма, построенная по стандартизованным данным, также обладает низкочастотным пиком, хотя и при другом значении частоты. В данном случае эффект замены отсутствует.

Ряд ИК отличается от трех описанных выше рядов. В результате использования спектральных окон, соответствующих $L=7$ и $L=4$, был получен спектр с сильным пиком в области

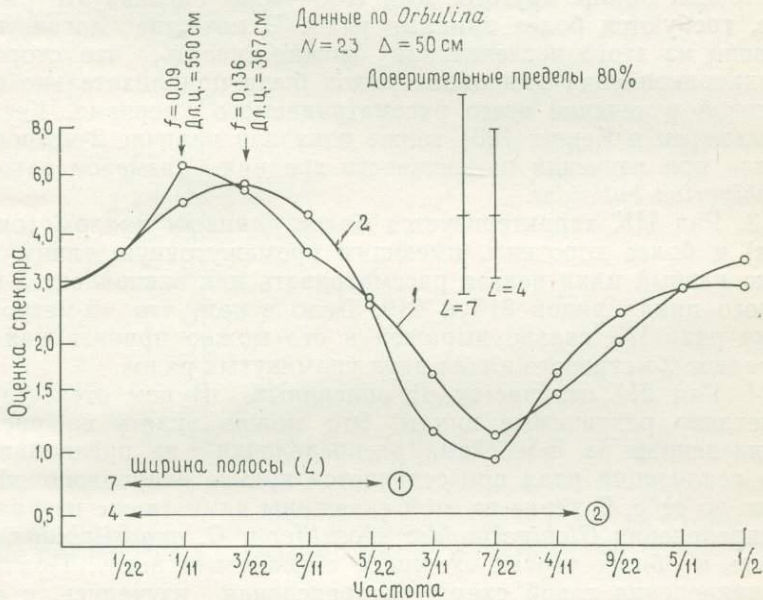


Рис. 22. Сглаженный спектр по данным Имбри и Киппа [17].

низких частот (рис. 22), причем соответствующая пику частота должна принимать значение между 0,18 ц/м и 0,272 ц/м. Вычисления, проведенные при частотном интервале 0,025, зафиксировали положение пика в точке 0,2 ц/м (длина цикла 5 м, см. табл. 7). Кроме того, отмечается сильное смещение кривых вверх и, следовательно, концентрация мощности в области частоты Никвиста. Это происходит благодаря замене интервала частот и наличию точек с очень высоким частотным пиком. Следует также отметить, что спектрограмма ряда, полученная по стандартизованным данным, характеризуется низкочастотным пиком в области $f=0,182$ ц/м (длина цикла 5,5 м). Обе кривые, изображенные на рис. 22, сходны в минимумах, которые возникли как результат процесса ar второго порядка при $\alpha_1 < |1|$ и $\alpha_2 + ve$.

Из приведенного анализа временных рядов можно сделать следующие выводы:

1. Ряды 216 и 219 во многом сходны, и представляется, что они имеют одинаковую основу.

2. Оба ряда обладают отчетливым 2-метровыми циклами, и, кроме того, имеется достаточно указаний на то, что существует второй более длинный 5-метровый цикл. Однако точная длина цикла одного ряда может отличаться в ту или иную сторону от точной длины другого. Для того чтобы оценить это различие, требуются более длинные ряды. В качестве логического вывода из этого исследования можно сказать, что скорость осадконакопления для обоих рядов была приблизительно одинаковой в течение всего рассматриваемого периода. Кстати, Мальмгрен и Кенетт [23] также показали наличие 2-метрового цикла при изучении изменчивости средних размеров раковин *Globigerina bulloides*.

3. Ряд ИК характеризуется более длинным циклом (около 5 м) и более коротким, имеющим промежуточную длину. Однако первый цикл нельзя рассматривать как эквивалент 5-метрового цикла рядов 216 и 219. Дело в том, что 5-метровый цикл ряда ИК сильно выражен и его можно принять как эквивалент 2-метрового цикла двух упомянутых рядов.

4. Ряд 217 отличается от описанных. В нем отсутствуют отчетливо различимые циклы. Это можно видеть на рис. 7. Приведенная на нем схема распределения не предполагает, что реализация ряда представляет крайне неправдоподобной сама по себе. В керне из этой скважины нами также изучались распределения *Globigerinoides sacculifer* и *G. quadrilobatus*, которые в общих чертах сходны с описанными выше. Причины возникновения такой схемы распределения изучались, и есть основания полагать, что она возникла в некоторой зависимости от пространственного положения скважины 217, расположенной в северной части Восточно-Индийского хребта недалеко от обрамления Бенгальского аллювиального конуса выноса.

Переведа отмеченные выше значения длины циклов в абсолютные значения отрезков времени, мы получили следующие результаты:

1. Для ряда ИК, принимая в качестве скорости осадконакопления величину, вычисленную Брёккером и Ван-Донком для Карибской скважины (см. [27]), получим эквивалент 5-метрового цикла, равный 212 766 лет, или, более грубо, 0,213 млн. лет.

2. Для ряда 219 нет точных данных. Приняв, что средняя скорость осадконакопления в плейстоцене, вычисленная в предположении, что плейстоцен-плиоценовая граница отстоит от нас на 1,8 млн лет [4], получим 1,67 см/10³ лет. Следовательно, 2-метровый цикл эквивалентен 0,12 млн. лет (см. [27]). Однако эта скорость, несомненно, менялась и, возможно, в позднем и

раннем плейстоцене скорости были различны. Таким образом, оценка временного интервала является приблизительной.

3. Для ряда 216 скорость осадконакопления была вычислена в предположении, что временной интервал, соответствующий зоне *Emiliana huxleyi*, приблизительно равен 0,2 млн. лет [6, 12]. Отсюда следует, что отрезок времени, соответствующий 2-метровому циклу, равен 0,12 млн. лет; это сопоставимо с предыдущей оценкой.

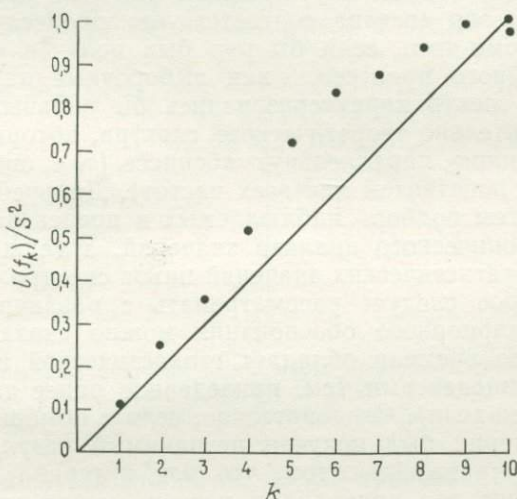


Рис. 23. Проверка гипотезы о случайности для *Orbulina* по данным скважины DSDP 22/216; показаны выборочные значения (точки) и теоретическая линия.

4. Для скважины 217 данные ненадежны. Скорость осадконакопления по зоне *E. huxleyi* имеет низкое значение (0,5 см/10³ лет) [6]. В связи с этим временной эквивалент цикла не вычисляется. Вопрос об обоснованности этих чисел будет рассмотрен в следующем разделе при описании перекрестного корреляционного анализа.

Прежде чем закончить этот раздел, необходимо рассмотреть природу развития ряда. Можно возразить, что в представленном анализе до сих пор еще ничего не противоречило предположению о том, что ряды являются результатом чисто случайного процесса (белого шума). Статистический критерий Дженкинса и Уоттса [18] для проверки этого предположения является консервативным, а критерий Колмогорова — Смирнова применим только при достаточно больших N . Для 216 ряда был рассчитан обобщенный выборочный спектр и нанесен на график в зависимости от гармонических частот (k). На рис. 23

видно значительное отклонение точек от прямой линии, тогда как критерий Колмогорова — Смирнова нельзя применять при малых N . В дальнейшем будет показано, что критерий может дать хорошие результаты только при условии большой концентрации мощности в единственном значении частоты и при большом объеме выборки.

Несмотря на неудачу с критерием, остальные свойства спектрограммы и спектра отчетливо свидетельствуют о том, что процесс, определяющий формирование ряда, не был чисто случайным. Так, вид спектра соответствует процессу ar второго порядка. Кроме того, если бы ряд был получен в результате чисто случайного процесса, как выборочные данные, так и сглаженный спектр характеризовались бы сильными флуктуациями относительно теоретического спектра, который представляет собой линию, параллельную абсциссе (т. е. оценка спектра являлась бы константой для всех частот). Дальнейшие выводы получены путем подбора наблюдаемых и предсказанных с помощью гармонического анализа значений, а также выявления отчетливых статистических значений пиков спектра.

Этот вопрос следует рассматривать с различных позиций. С позиций априорного обоснования можно сказать, что распределение во времени обладает стохастической и детерминированной компонентами (см. приведенное ранее теоретическое обсуждение модели). Следовательно, если с помощью статистического критерия был получен незначимый результат, то это свидетельствует только о том, что или интервал опробования был так велик, что приводил к независимости отдельных наблюдений, или так мал, что это приводило к появлению значительного частотного шума. Описанные выше ситуации достаточно правдоподобны.

Наконец, при внимательном рассмотрении рис. 7, на котором длина цикла противопоставлена графику ряда, можно убедиться, что эта периодичность связана с результатами спектрального анализа.

ДВУМЕРНЫЙ АНАЛИЗ

В предыдущем разделе была сделана попытка, там где это возможно, определить сходство между различными рядами с помощью одномерного анализа. Тем не менее для детального анализа зависимости между различными рядами применимы также двумерные методы.

Заметим, что обычно ряды имеют различную длину. Следовательно, для определения точек усечения нужно выбрать L равным одной трети более короткого ряда. Число наблюдений N более короткого ряда и задача построения доверительного интервала только что рассматривались. В связи с тем, что все

наши ряды короткие, по точной формуле были вычислены перекрестные коэффициенты корреляции. Для проверки значимости использовались обычные смешанные корреляционные коэффициенты.

Перекрестный корреляционный анализ. На рис. 24—29 приведены результаты перекрестной корреляции, иллюстрирующие зависимость между различными рядами. Приведенные графики говорят сами за себя и наиболее выразительные из них приведены ниже. Следует отметить, что Дженкинс и Уоттс [18] для преобразования двух изучаемых рядов в белый шум рекомен-

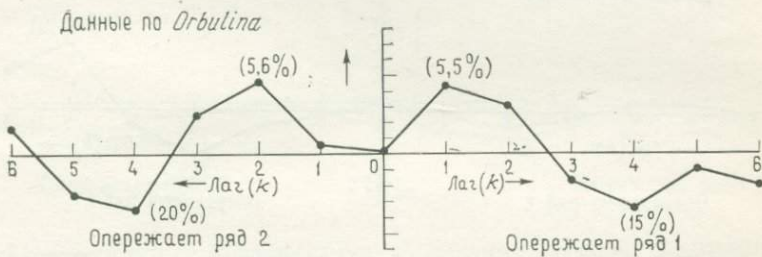


Рис. 24. Перекрестная коррелограмма пары временных рядов. Данные по скважинам DSDP 23/219 (ряд 1, $N=28$) и 22/216 (ряд 2, $N=19$). Числа в скобках — уровни значимости.

довали пользоваться фильтром еще до проведения перекрестной корреляции. Дело в том, что если два ряда обладают значительной автокорреляцией, то между двумя некоррелируемыми рядами может возникнуть ложная перекрестная корреляция. Как было показано в предыдущих разделах, в данной ситуации изучаемым рядам несвойственна значимая автокорреляция. Следовательно, полученные результаты перекрестной корреляции не являются ложными. В связи с тем, что ряды короткие, уровень значимости принимался равным 10%.

На рис. 24 видно, что ряды 219 и 216 значимо перекрестно коррелируются при лагах 1 и 2. При нулевом лаге коэффициент корреляции равен нулю. Это отчетливо показывает, что стратиграфическая корреляция один к одному невозможна. Причиной может служить различие в скоростях осадконакопления. Так как верхняя временная отметка зафиксирована, то точное совпадение невозможно, и значимая корреляция при нулевом лаге может проявиться только в случае растягивания одного ряда относительно другого. Следует также отметить, что если два ряда идентичны во всех отношениях, то перекрестная коррелограмма будет симметричной и r_0 равен 1,0. Более того, одна половина перекрестной коррелограммы будет, как в зеркале, отражать другую половину. Небольшие отклонения приведут

к $r_0 < 1,0$, и перекрестная коррелограмма уже не будет симметричной. Если отклонение велико, то максимальное значение r_k не может соответствовать нулевому лагу. Большие расхождения могут возникнуть по следующим причинам: (1) большие различия между наблюдаемыми значениями в разные моменты времени, (2) разница в длинах главных циклов (выраженная значимым расхождением между частотными пиками, как это было показано с помощью спектрального анализа) и (3) разница между частотными фазами (см. также [1]). Значение и

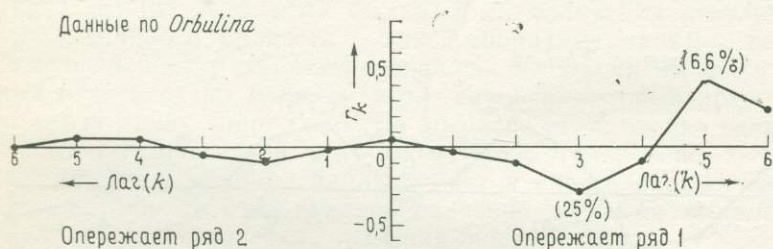


Рис. 25. Перекрестная коррелограмма по данным скважин DSDP 23/219 (ряд 1, $N=28$) и 22/217 (ряд 2, $N=19$).

причины появления расхождения фаз в палеонтологических временных рядах будут рассмотрены позднее.

Выше уже показано, что ряды 216 и 219 характеризуются главными циклами близкой, если не одинаковой, длины. Следовательно, расхождение может возникнуть в результате действия факторов (1) и (3). Близкое к нулю значение коэффициента корреляции при нулевом лаге, скорее всего, обусловлено фактором (3). Интересно, что перекрестные коррелограммы характеризуются колебательными движениями с периодом в 4 или 5 лагов, соответствующим длине цикла от 2 до 2,5 м. Это значит, что амплитуда перекрестного спектра будет достигать пика между 0,4 и 0,5 ц/м. Перекрестный спектральный анализ покажет, является ли это заключение обоснованным.

Вполне логично допустить, что в случае точной стратиграфической корреляции два палеонтологических временных ряда, построенных для одного вида по результатам наблюдений в двух разрезах, будут характеризоваться наивысшей перекрестной корреляцией при нулевом лаге и сходством частот и фаз. Однако, для того чтобы это установить, может потребоваться описанное выше растяжение.

Перекрестная коррелограмма, приведенная на рис. 25 и характеризующая зависимость между рядами 219 и 217, выявила одно существенное значение при лаге +5. Несмотря на то что одно такое существенное значение может возникнуть в одном

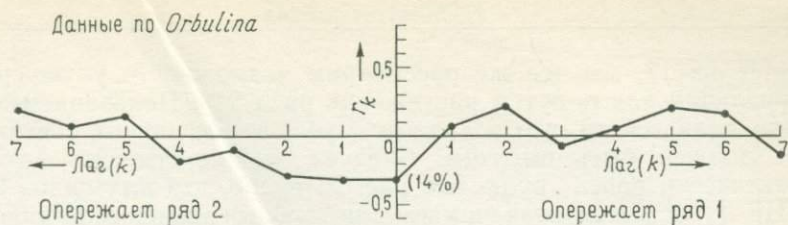


Рис. 26. Перекрестная коррелограмма по данным скважины DSDP 23/219 (ряд 1, $N=28$) и данным Имбри и Киппа (ряд 2, $N=23$).

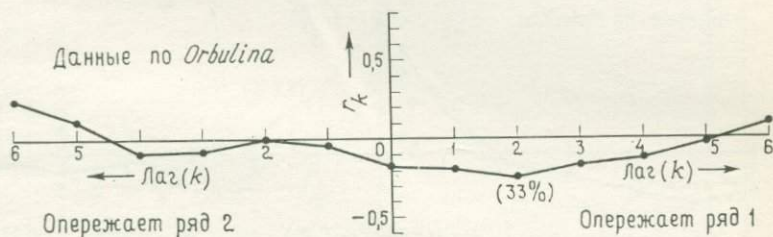


Рис. 27. Перекрестная коррелограмма по данным скважин DSDP 22/216 (ряд 1, $N=19$) и 22/217 (ряд 2, $N=19$).

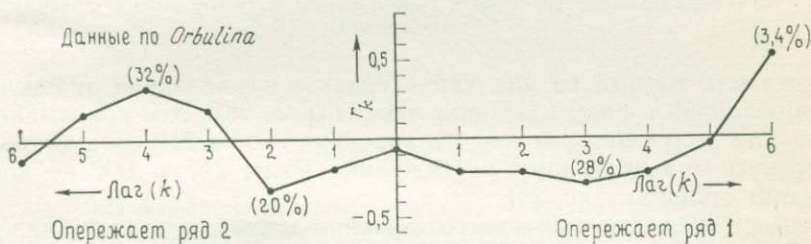


Рис. 28. Перекрестная коррелограмма по данным скважины DSDP 22/216 (ряд 2, $N=19$) и данным Имбри и Киппа (ряд 1, $N=23$).

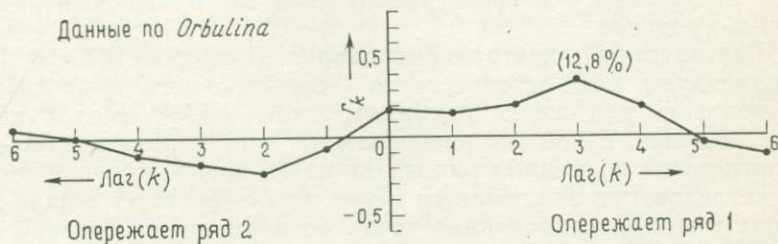


Рис. 29. Перекрестная коррелограмма по данным скважины DSDP 22/217 (ряд 2, $N=19$) и данным Имбри и Киппа (ряд 1, $N=23$).

случае из 12, мы все же рассмотрим возможность улучшения корреляции для r_0 путем растяжения ряда 219. Показанием для этого является то, что в данном случае коэффициент растяжения должен быть высоким. Следует также отметить, что r_0 практически равен нулю. На рис. 26 видно, что для рядов 219 и ИК r_k остается незначимым для любого значения k вплоть до 7. При этом r_0 принимает отрицательное значение, которое можно рассматривать как значимое в шести случаях из семи. Для рядов 216 и 217 значимых r_k не отмечается ($k=1,6$, рис. 27),

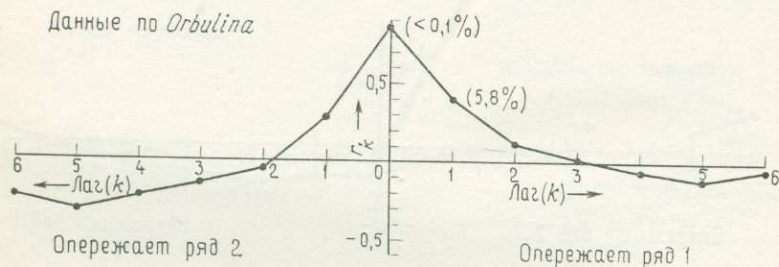


Рис. 30. Перекрестная коррелограмма, иллюстрирующая зависимость между временными рядами, построенными по исходным данным (ряд 1) и по данным с устранившим трендом (ряд 2); скважина DSDP 22/217 ($N=19$). Следует отметить большое значение в r_0 и близкую к симметричной конфигурацию кривой.

тогда как первый из них характеризуется умеренной значимой корреляцией с рядом ИК при лаге 7 (рис. 28). Это показывает, что для получения умеренного значения r_0 ряд 216 следует подвергнуть значительному растяжению. Ряды 217 и ИК не коррелируются (см. рис. 29).

Рис. 30 иллюстрирует соотношение между исходным рядом 217 и этим же рядом с устранившим трендом. Из этой диаграммы видно, что устранение тренда не нарушает основных свойств ряда 217. Как и следовало ожидать, корреляция между этими двумя рядами при r_0 оказалась высокой. Сравнительный анализ этой диаграммы и коррелограммы ряда 217 приведен в начале данного раздела.

Перекрестный спектральный анализ. Дженкинс и Уоттс [18] рекомендуют для перекрестного спектрального анализа так располагать два изучаемых ряда, чтобы $r_{12}(0)$ имел наивысшее значение. Такой тип расположения неприемлем для палеонтологических временных рядов, так как основное допущение при их исследовании заключается в том, что существует общая для обоих рядов фиксированная точка во времени, из которой они берут свое начало. В связи с этим развитие теории, помимо анализа временных рядов, в геологии затруднено. В данном случае нас интересует не только структура ряда, но также ха-

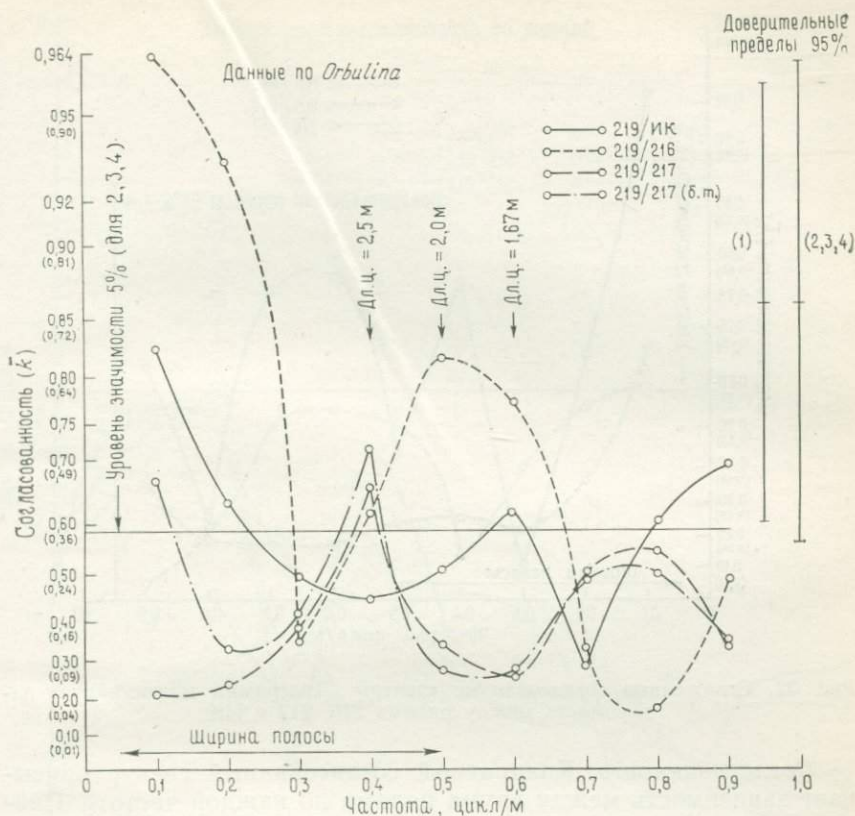


Рис. 31. Сглаженные согласованные спектры. Диаграмма иллюстрирует зависимость между рядом 219 и другими рядами. Приведены доверительные пределы. Числа в скобках — квадраты значений согласованности; (б. т.) — без тренда.

ракетер фацальной периодичности и поведение двух или более рядов относительно друг друга во времени. Следовательно, отсутствие упорядочения рядов является весьма важным фактом; если оно имеет место для двух рядов, то можно получить результаты, не соответствующие реальной действительности, особенно при большом интервале опробования. В данном случае упорядочения не проводилось, хотя в оценки и было введено смещение.

Так как наши ряды короткие, следует помнить, что интерпретация результатов в значительной степени ограничена. Однако представленные в этом разделе результаты все же проливают свет на применение двумерного анализа частотных диапазонов.

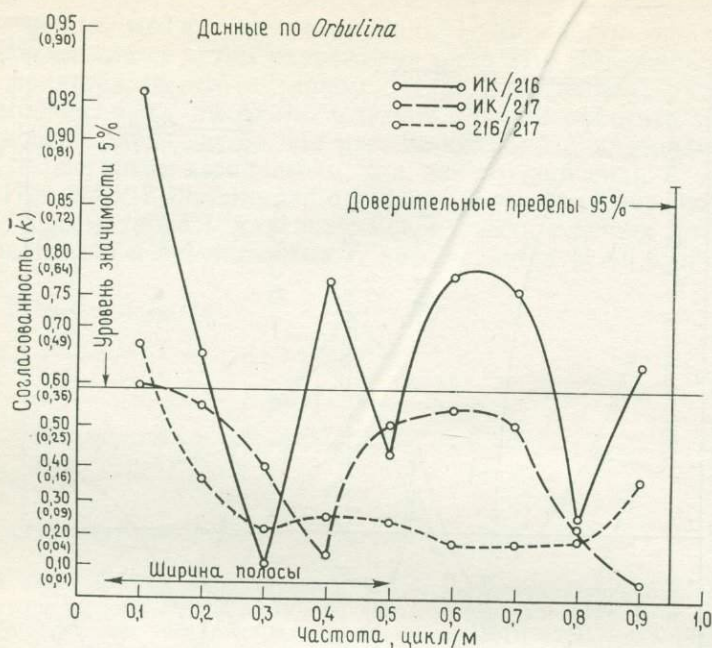


Рис. 32. Сглаженные согласованные спектры. Диаграмма иллюстрирует зависимость между рядами 216, 217 и ИК.

Согласованность. Квадратный согласованный спектр описывает зависимость между двумя рядами по каждой частоте. Следовательно, высокие значения, соответствующие каждой частоте, будут указывать на то, что два сопоставляемых ряда близки к идентичным. Поскольку здесь мы сравниваем два пространственно разобобщенных ряда, которые слабо различаются по фаціальным особенностям, упомянутый идеальный случай практически нереален.

На рис. 31 и 32 приведены согласованные спектры рассматриваемых четырех рядов. На одном из них для сравнения показан также ряд 217 с устраненным трендом. Как предложили Дженкинс и Уотс [18], значения согласованности (K , значения K^2 также приведены) были нанесены на график в размерности величины « Z » Фишера. Так как анализ проводился в условиях широкого окна ($b=0,222$), появления ложной высокой согласованности не ожидалось.

Спектры рядов 219 и 216 характеризуются высокими значениями согласованности, приходящимися на низкие (0,1 ц/м) и промежуточные (0,5 ц/м) частоты. Такое значение высокой согласованности для крайне низких частот весьма подозрительно.

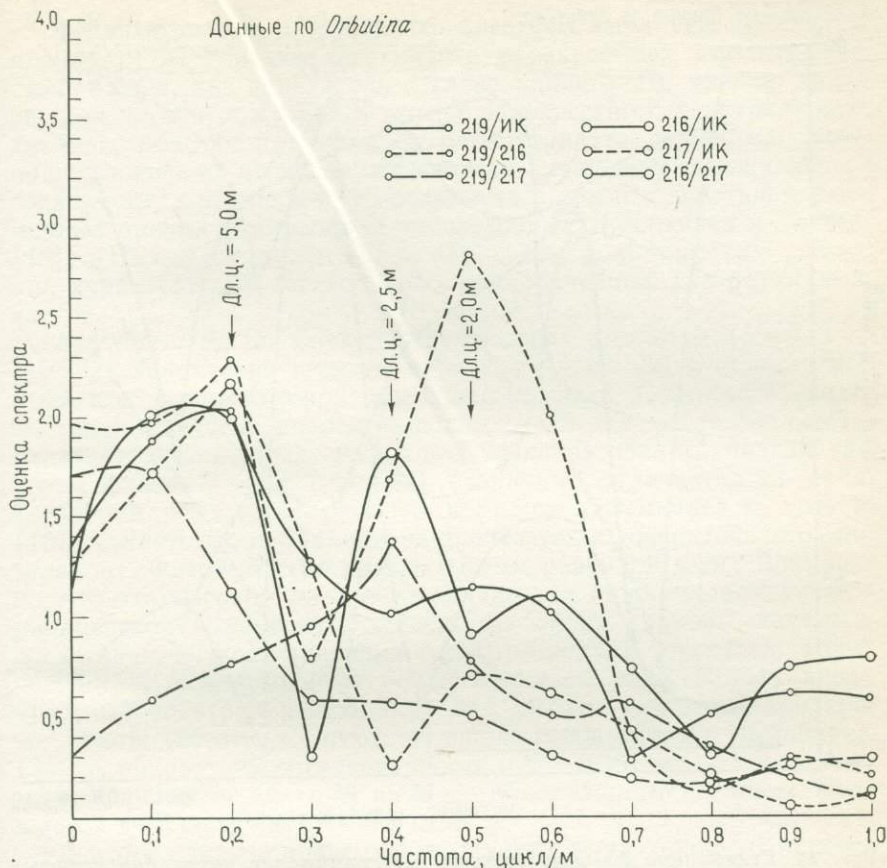


Рис. 33. Сглаженные перекрестные спектры амплитуд. Диаграмма иллюстрирует шесть пар временных рядов.

Дело частично в том, что при таких коротких рядах значения пиков крайне низких частот нельзя оценить точно с помощью автоспектрального анализа. Однако высокое значение согласованности может указывать на то, что сравниваемые ряды характеризуются значительной концентрацией мощности в области низких частот.

Значимость промежуточного пика в области 0,5 ц/м не вызывает сомнений. Этот пик сильный, и его значение отчетливо превышает нижний (95%) доверительный предел. Это может означать, что в результате автоспектрального анализа была также выявлена для обоих рядов периодическая компонента, соответствующая $f=0,5$ ц/м.

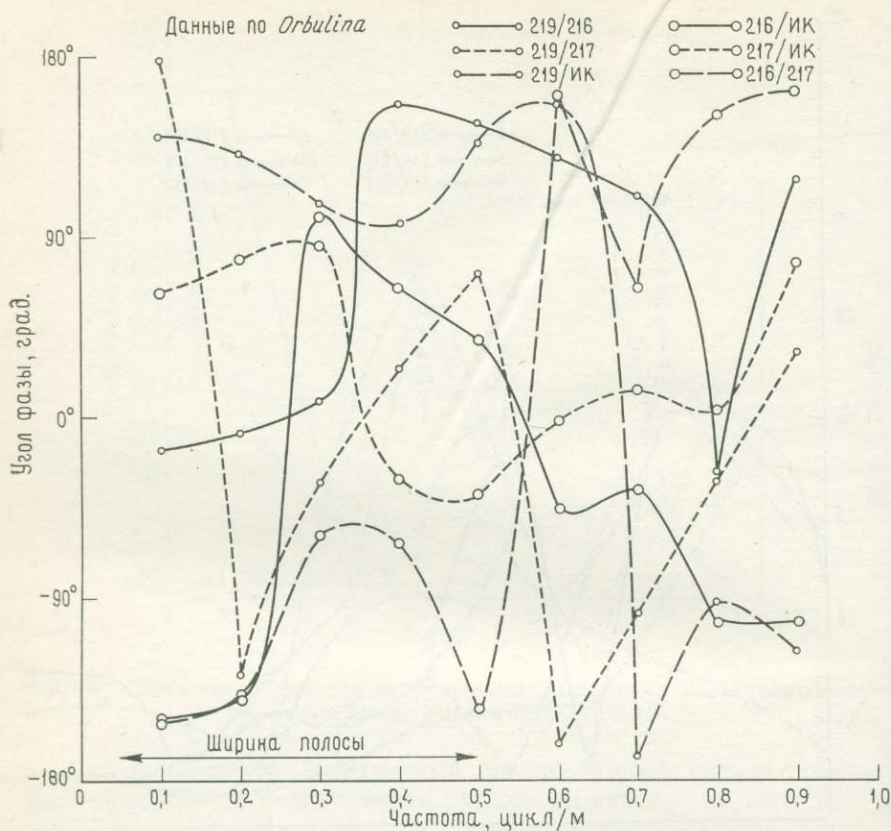


Рис. 34. Сглаженные фазовые спектры. Диаграмма для шести пар временных рядов.

Для рядов 219 и ИК значимый промежуточный пик не наблюдается. Значение небольшого пика согласованного спектра рядов 219 и 217 при $f=0,4$ ц/м остается неясным. С помощью автоспектрального анализа не удалось выявить никакого другого пика, соответствующего этому. Возможно, что высокое значение мощности вблизи $f=0,5$ ц/м для ряда 219 отразилось на умеренной мощности ряда 217, породив этот пик.

На рис. 32 видно, что ни один показатель согласованности спектров 216/217 и 217/ИК не является значимым. Существование двух отчетливых пиков в области 0,4 и 0,6 ц/м для спектра ИК/216 нельзя объяснить на основании автоспектрального анализа связи этих рядов. В данной ситуации для лучшего понимания связи между автоспектром, перекрестным спектром и согласованностью необходимы дальнейшие исследования.

Фазовый спектр и спектр перекрестных амплитуд. Дженкинс и Уоттс [18] считают, что спектр перекрестных амплитуд не столь важен, как показатель согласованности. По мнению автора, для того чтобы понять смысл перекрестного спектрального анализа, оба спектра следует рассматривать совместно. Этот подход позволит выявить ложные или смещенные оценки согласованности, которые могут возникнуть в связи с действием различных причин (см. выше, а также работу Дженкинса и Уоттса [18]). Ниже мы попытаемся объяснить роль высоких значений характеристик согласованности, полученных для различных частот.

1. *Ряды 219/216.* Спектр перекрестных амплитуд ($L=6$, $b=0,222$) характеризуется двумя пиками (рис. 33) в области 0,2 и 0,5 ц/м, причем второй пик более сильный. Соответствующие значения согласованности высокие, а спектр согласованности характеризуется пиком во второй точке. В области низкой частоты фазовый угол (рис. 34) незначимо отличается от нуля (значения $-8 \pm 8^\circ$ на рис. 9.3 в работе Дженкинса и Уоттса [18] соответствуют границе 95-процентного доверительного интервала). Фазовый угол для $f=0,5$ ц/м равен $145 \pm 22^\circ$. Возможно, что это высокое фазовое различие для наиболее важной периодической компоненты, общей для обоих рядов, является следствием низкого значения $r_{12}(0)$. Следует отметить, что в результате использования более широкого окна (0,444) перекрестный спектральный анализ дал амплитудный пик при той же самой частоте. Соответствующий фазовый угол составляет 134° , а показатель согласованности ($K^2=0,49$) является значимым. Однако положение пика согласованности спектров смещается в область частоты 0,6 ц/м.

В итоге следует подчеркнуть, что оба ряда хорошо коррелируются в области низких частот (0,2 ц/м). Для периодической компоненты, соответствующей 0,5 ц/м, отмечается высокая корреляция, но ряд 219 опережает ряд 216 на три восьмых длины цикла. Это в свою очередь приводит к некоторым трудностям понимания геологических событий. Мы могли бы объяснить такое опережение, или лаг, если бы два рассматриваемых ряда находились на разных широтах. В подобной ситуации можно считать, что особенности пространственного разделения и фациальные характеристики, контролируемые климатическими циклами, были с самого начала различны. Тогда схемы распределения во времени в двух точках должны быть сходными, но преобладающий периодический элемент должен характеризоваться опережающим их лагом. Однако в нашем случае обе точки расположены недалеко от экватора, и их широты различаются только на 8° . Далее, время в геологическом понимании является настолько кратким, что мы не можем связывать это с дифференциальным движением плит. Единственное логиче-

ское объяснение заключается в том, что длина циклов периодических элементов обоих рядов была различна. Это различие удастся выявить только в условиях длинного ряда. В пределах ряда ограниченной длины опережение, или лаг, периодического элемента проявляется как фазовое различие.

2. *Ряды 219/ИК.* Несмотря на значимые характеристики согласованности для различных частот, спектр перекрестных амплитуд (рис. 33) не содержит существенных пиков. Форма кривых указывает лишь на то, что для обоих рядов значительная мощность сконцентрирована в области высоких частот, что уже известно из результатов автоспектрального анализа. Фазовый спектр (рис. 34) интересен в том смысле, что компоненты низких частот ряда 1 опережают аналогичные компоненты ряда 2 в среднем на 135° , тогда как компоненты высоких частот характеризуются тенденцией к лагу более 90° и наклоном спектра между 0,6 и 0,7 ц/м.

3. *Ряды 219/217.* Из рис. 33 видно, что этот спектр имеет отчетливый острый пик в области 0,4 ц/м (длина цикла 2,5 м). Фаза (рис. 34) незначимо отличается от нуля, тогда как для согласованных спектров характерен отчетливый пик в области этой частоты. Результаты весьма неожиданные, так как автоспектральный анализ не выявляет этой особенности, хотя автоспектр ряда 217 (исходные данные и данные с устраненным трендом) проявляет тенденцию к образованию пика в области этой же частоты. На этот эффект резонанса следует обратить внимание.

4. *Ряды 216/217.* Спектр перекрестных амплитуд этих рядов не содержит никаких пиков (рис. 33). Его форма сходна с формой спектра процесса авторегрессии первого порядка. Согласованность значима только в области самых низких частот (0,1 ц/м).

5. *Ряды 217/ИК.* Спектр перекрестных амплитуд содержит два пика (рис. 33), один из которых ($f=0,5$ ц/м) является значимым. Однако соответствующие этим пикам оценки согласованности оказались незначимыми. Следовательно, каких-либо признаков того, что эти два ряда коррелируются, нет.

6. *Ряды 216/ИК.* В данной ситуации помимо высокого значения в области самых низких частот спектр перекрестных амплитуд имеет отчетливый пик в точке 0,4 ц/м. Соответствующая оценка согласованности (K^2) = 0,59 является значимой. Фазовое различие в области этой частоты составляет $64 \pm 25^\circ$. Спектр согласованности свидетельствует о том, что из девяти полученных значений шесть являются статистически значимыми. Следовательно, по результатам двумерного анализа можно сделать вывод о том, что оба ряда коррелируются.

СИНТЕЗ РЕЗУЛЬТАТОВ,
ОДНО- И ДВУМЕРНОГО АНАЛИЗА ВРЕМЕННЫХ
РЯДОВ И ВЫВОДЫ, КАСАЮЩИЕСЯ
СТРАТИГРАФИЧЕСКОЙ КОРРЕЛЯЦИИ

По результатам, приведенным в отдельных разделах, и их обсуждению может показаться, что они несопоставимы. Однако ниже будет показано, что исследование с разных позиций дает возможность выявить различные аспекты зависимости двух рядов.

Как автокорреляция, так и автоспектральный анализ отчетливо показывает, что ряды 219 и 216 в общих чертах сходны. Оба они характеризуются ярко выраженной периодичностью в области низких и промежуточных частот. Значение последней около 0,5 ц/м. Перекрестный спектральный анализ подтверждает это. Однако характер перекрестной коррелограммы и фазовое различие в области соответствующих пику частот показывают, что оба ряда отчетливо различаются и один из них должен быть растянут по отношению к другому для достижения лучшего соответствия и существенного значения в области $r_{12}(0)$. Отсюда явно следует, что скорости осадконакопления в течение рассматриваемого интервала времени были различными.

Как видно из результатов одно- и двумерного анализа, схема распределения ряда 217 отличается от схем других рядов. Наблюдаемый в области 0,4 ц/м значимый пик не имеет отношения к зависимости между рядами 217 и 219.

Зависимость между рядом ИК и рядами 219 и 216 требует тщательного изучения. Автоспектральный анализ рядов 219 и ИК выявил заметный пик в области 0,2 ц/м, тогда как в спектре ряда ИК второй пик (около 0,5 ц/м) отсутствует. Это ясно показывает, что пики в области 0,2 ц/м двух рассматриваемых рядов не являются эквивалентными. Наоборот, мы можем допустить, что пик в области 0,2 ц/м ряда ИК эквивалентен пику в области 0,5 ц/м ряда 219. Если предыдущее предположение верно, то коэффициент растяжения равен 2,5, т. е. что ряд 219 должен быть растянут в 2,5 раза для достижения лучшего соответствия. Перекрестный корреляционный анализ отчетливо это подтверждает.

Так как ряды 219 и 216 сходны, можно сказать, что ряды 216 и ИК связаны аналогично. Хотя автоспектральный анализ ряда 216 и не выявил отчетливого пика в области 0,2 ц/м, перекрестный спектральный анализ рядов 216/ИК установил его признаки. Перекрестная коррелограмма также указывает на необходимость растяжения.

Следует также отметить, что согласованный спектр рядов 219/ИК характеризуется пиком, соответствующим частоте

0,6 ц/м, а спектр рядов 216/ИК — двумя пиками в области 0,4 и 0,6 ц/м. Их можно рассматривать как более высокие гармонические частоты для 0,2 ц/м. Для понимания значения только что изложенного требуется дальнейшее исследование, но Чатфилд [8] отмечает, что такое явление в автоспектральном анализе встречается часто.

В связи с тем, что данный анализ проводится в заданном диапазоне частот, он усиливает зависимость между двумя рядами для конкретного значения частоты. Однако он не описывает эквивалентности периодического элемента, представленного частотой, тогда как в геологии мы концентрируем внимание главным образом на периодических элементах и их геологическом значении, а не на частоте. Поэтому использование только одного перекрестного спектрального анализа, скорее всего, приведет к ошибочным выводам.

ПЕРЕКРЕСТНЫЙ АНАЛИЗ РАСТЯНУТЫХ ДАННЫХ

Прежде всего нужно обратить внимание на необходимость растягивания. Определение коэффициента растяжения весьма затруднительно, в частности, если сравниваются более чем два ряда. Здесь мы не можем воспользоваться методом проб и ошибок, или методом, предложенным Куоном и Радманом [20], так как требуется определить множество коэффициентов, которые будут одновременно учитывать парные внутренние корреляционные зависимости, число которых быстро возрастает с увеличением числа сравниваемых рядов. Так, например, для 5 рядов существует 10 наборов коэффициентов перекрестной корреляции, для шести — 15, а для десяти — 45. Оценка на глаз возможна только до определенного предела, и поэтому мы должны сформулировать объективный критерий. Такой критерий можно получить для автоспектрального анализа двух рядов. Кроме того, можно определить фактор растяжения на основе информации из других источников, например из предварительных сведений о скорости осадконакопления. Однако обычно скорость подсчитывается на основе неполной информации. Более того, одна из задач анализа временных рядов — это точное определение упомянутой скорости.

В табл. 8 приведены использованные коэффициенты растяжения и их обоснование. В данной работе программы для ЭВМ, реализующие перекрестный корреляционный анализ для исходных и растянутых данных, составлены отдельно. Однако следует надеяться, что в дальнейшем окажется возможным составить единую программу, в которой процесс принятия решения будет обобщен.

При растяжении и интерполяции использовалась сплайн-функция с $n=2$ (для кубического сплайна) и $m=3$ (для точеч-

Таблица 8. Коэффициенты растяжения и их обоснование (скорости осадконакопления приведены в скобках)

Номер скважины	Спектральные пики	Визуальная оценка по графику	Коэффициенты растяжения
22/216	2,5	1,875	1,426(1,65 см*/10 ³ лет)
22/219	2,5	1,667	1,262(1,86 см*/10 ³ лет)
22/217	1,0	1,00	2,6(0,90 см*/10 ³ лет)
V 12=122[17]	1,0	1,071	1,0(2,35 см/10 ³ лет)

* Вычислено на основе данных, приведенных в первичных отчетах DSDP (см. [6], [12], [27]).

ных значений, см. [25]). Сплаины более высокого порядка или большее число точек не использовались, чтобы избежать искажения растянутых данных, а также в связи с тем, что в задаче растяжения не входило получение новой информации, а только сохранение основных свойств ряда. Программа была написана так, чтобы для интерполяции использовались три смежные точки, за исключением конца ряда. Например, пусть 1, 2, 3, 4, ... будут соседними точками. Для интерполяции до 2,5 использовались исходные данные 1, 2, 3; для значений больше 2,5 и меньше 3,5 использовались 2, 3, 4. Такой подход обеспечивает минимальное искажение, так как учитывает изменения в точках. Метод Нейдалла, описанный Шварцахером [26], не применялся.

Результаты. 1. *Ряды 219/216.* Сначала оба ряда были растянуты с использованием коэффициента растяжения, равного 2,5, так что коэффициент относительного растяжения был равен 1. Из перекрестной коррелограммы (рис. 35, в, сплошная линия) видно, что растяжение с помощью сплайн-функции вносит минимальные искажения. Форма полученной коррелограммы идентична форме аналогичной кривой, полученной по нерастянутым данным. В нашем случае $r_{12}(0)$ равен 0,052 против 0,009; большие значения при $r_{12}(K)$ соответствуют лагу $-5 (= -2 \times 2,5)$ и лагу $3(1,2 \times 2,5)$ против -2 и 1 . Очевидно, что никаких иных выводов здесь сделать нельзя.

На втором этапе коэффициенты растяжения для двух изучаемых рядов (219 и 216) были приняты 1,667 и 1,875, а коэффициент относительного растяжения $(1,875 : 1,667) = 1,125$. На третьем этапе эти значения составили 1,262, 1,424 и 1,128 соответственно. Ясно, что оценка на глаз и скорость осадконакопления дают одно и то же значение коэффициента относительного растяжения. Спектральный анализ в этом отношении оказывается бесполезным. Возможно, это происходит из-за

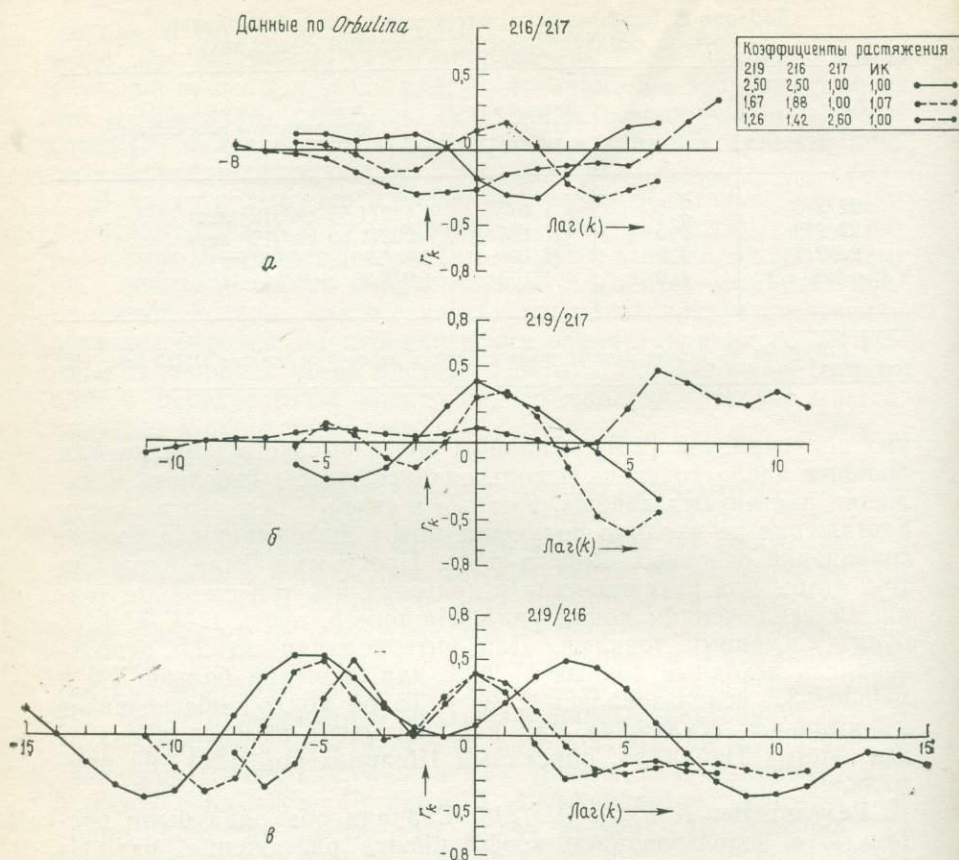
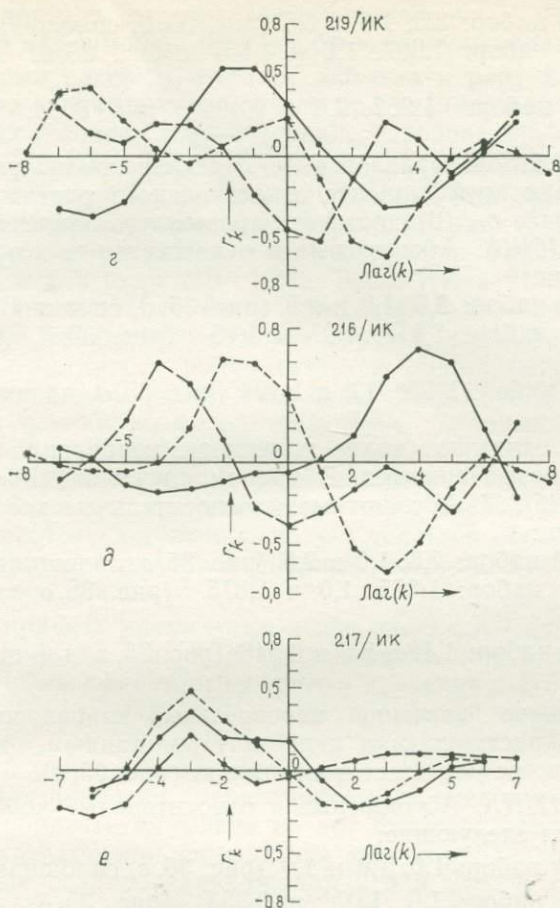


Рис. 35. Перекрестные коррелограммы с растянутыми данными. Для различных рядов были использованы три набора коэффициентов растяжения, которые приведены в таблице рядом с рис. 35, а. В верхней части каждой диаграммы указаны сравниваемые пары рядов.

краткости ряда, приводящей к неточным оценкам длины циклов.

Перекрестные коррелограммы для второго набора данных (рис. 35, б, короткий пунктир) и для третьего набора (рис. 35, в, длинный пунктир) отчетливо показывают, что растяжение улучшает данные, так как $r_{12}(0)$ теперь равен 0,42 и становится значимым при ~ 8 -процентном уровне, даже если число степеней свободы определено на основе N исходных данных более короткого ряда (19).

2. Ряды 219/ИК. В данной ситуации абсолютные и относительные значения коэффициентов растяжения будут следующие (первый, второй, первый/второй ряды):



- а) первый набор: 2,5, 1,0 и 2,5 (рис. 35, г, сплошная линия).
 б) второй набор: 1,667, 1,071 и 1,556 (рис. 35, г, короткий пунктир).
 в) третий набор: 1,262, 1,0 и 1,262 (рис. 35, г, длинный пунктир).

Рассмотрение рис. 35, г и сравнение его с коррелограммой, построенной по нерастянутым данным, показывает, что растяжение улучшает корреляцию при коэффициенте относительного растяжения, равном 2,5. Однако конечный результат остается неудовлетворительным, так как $r_{12}(0)$ не превышает 0,32; самое высокое значение приходится на $r_{12}(2)$ и $r_{12}(3)$.

3. Ряды 219/217. Абсолютные и относительные коэффициенты растяжения:

а) первый набор: 2,5, 1,0 и 2,5 (рис. 35, б, сплошная линия).
 б) второй набор: 1,667, 1,0 и 1,667 (рис. 35, б, короткий пунктир).

в) третий набор: 1,262, 2,6 и 0,486 (рис. 35, б, длинный пунктир).

На перекрестной коррелограмме отчетливо видно улучшение корреляции при коэффициенте относительного растяжения 2,5. В данном случае $r_{12}(0)$ достигает наивысшего значения (0,4).

4. *Ряды 216/ИК.* Абсолютные и относительные коэффициенты растяжения:

а) первый набор: 2,5, 1,0 и 2,5 (рис. 35, д, сплошная линия).

б) второй набор: 1,875, 1,07 и 1,75 (рис. 35, д, короткий пунктир).

в) третий набор: 1,424, 1,0 и 1,424 (рис. 35, д, длинный пунктир).

На рис. 35, д отчетливо видно улучшение корреляции для второго набора коэффициентов. В данном случае $r_{12}(0) = 0,40$.

5. *Ряды 216/217.* Абсолютные и относительные коэффициенты растяжения:

а) Первый набор: 2,5, 1,0 и 2,5 (рис. 35, а, сплошная линия).

б) Второй набор: 1,875, 1,0 и 1,875 (рис. 35, а, короткий пунктир).

в) Третий набор: 1,424, 2,6 и 0,548 (рис. 35, а, длинный пунктир).

Сравнительное изучение перекрестных коррелограмм, построенных по растянутым и нерастянутым данным, показало, что растяжение не улучшает корреляцию (рис. 35, а).

6. *Ряды 217/ИК.* Абсолютные и относительные коэффициенты растяжения следующие:

а) Первый набор: 1,0, 1,0 и 1,0 (рис. 35, е, сплошная линия).

б) Второй набор: 1,0, 1,071 и 0,933 (рис. 35, е, короткий пунктир).

в) Третий набор: 2,66, 1,0 и 2,6 (рис. 35, е, длинный пунктир).

Из рис. 35, е видно, что по мере растяжения значение $r_{12}(0)$ уменьшается.

Из изложенного выше можно сделать следующие выводы:

1. Растяжение может значительно улучшить корреляцию между рядами.

2. Оптимальный коэффициент растяжения определить трудно. Спектральный анализ допускает использование целевого критерия. Необходимо продолжение исследований с более длинными рядами.

3. Визуальная оценка бывает хорошего качества, если число рядов невелико.

4. Используя скорость осадконакопления, можно получить неверную информацию, как это было в случае ряда 217.

5. Схема распределения *O. universa* в ряду 217 нетипична. Такой ряд можно анализировать при значительно большем числе данных и более узком интервале опробования.

Из результатов перекрестного корреляционного анализа следует, что наилучшее возможное решение для линии стратиграфической эквивалентности приведено на рис. 7. Предлагаемые коэффициенты растяжения соответственно равны: для ряда 216—2,0, а для ряда 219—1,786. Ряды ИК и 217 слева не растянуты. Эти значения были приблизительно оценены по трем вариантам перекрестных коррелограмм. Положение ряда 217 относительно других рядов остается весьма неясным по причинам, описанным ранее. Можно показать, что с помощью визуальной оценки возможно получение сходных результатов. В данном случае не существует предмета спора, так как неизвестно, какой пик одного ряда соответствует данному пику другого. Здесь используется визуальная оценка фиксированных коэффициентов растяжения, но это делается обоснованно, с помощью автоспектрального анализа, который дал идею применения длины циклов.

Если принять упомянутые выше оценки КР (коэффициентов растяжения), то скорости осадконакопления в точках 216 и 219 в позднем плейстоцене примут значения $1,175 \text{ см}/10^3 \text{ лет}$ и $1,316 \text{ см}/10^3 \text{ лет}$. На этой основе временной интервал 2-метрового цикла для ряда 219 получается равным 152 000 лет. Вычисленная ранее оценка составляет 120 000 лет. Каких-либо данных для проверки правильности этих оценок автор не имеет. Следует обратить внимание на тот факт, что описанный здесь метод был успешно использован при корреляции позднплейстоценовых осадков в скважинах 216 и 219. В случае карибской скважины метод оказался лишь умеренно удачным. Причина этого не только в том, что ряд короткий. Мы должны также рассмотреть разницу в широтах между скважинами DSDP и карибской скважиной, расположенной в субтропической зоне. Влияние этого фактора на распределение *O. universa* уже рассматривалось. Этот аспект требует тщательного изучения. Применительно к ряду 217 метод оказался неудачным по уже упомянутым выше причинам.

В этой связи необходимо помнить, что если этот метод оказался неудачным и другие палеонтологические методы также не принесли успеха, то палеонтологические данные в подобных ситуациях неадекватны.

Наконец, автор хотел бы подчеркнуть, что если данные об ископаемых организмах полные, то представленный здесь метод даст более точную корреляцию, чем это можно сделать с

помощью других методов. Кроме того, с помощью данного метода можно получить информацию об относительных скоростях осадконакопления и палеоклиматических циклах.

ИНТЕРВАЛ ОПРОБОВАНИЯ И ДЛИНА РЯДА

В данной работе анализ временных рядов применялся при изучении коротких рядов с интервалом опробования через 0,5 м. Это наложило определенные ограничения на интерпретацию результатов.

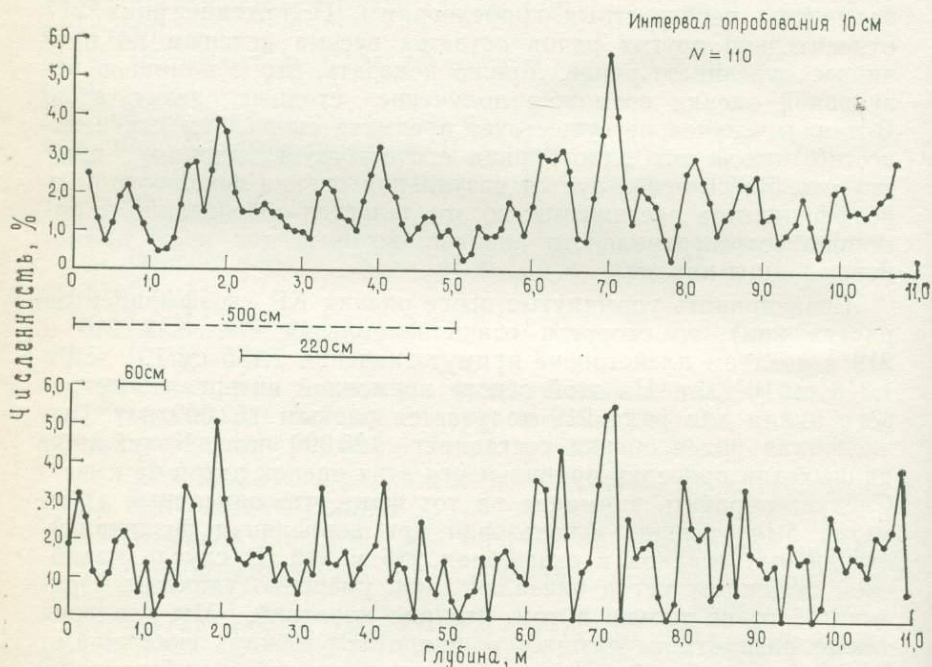


Рис. 36. Графики зависимости численности *Orbulina* от глубины по исходным (внизу) и сглаженным (вверху) данным. Для построения ряда (ИК₁) использовался полный набор данных Имбри и Киппа [17]; сглаживание проводилось по пяти точкам. Длины циклов показаны сплошной и пунктирной горизонтальными линиями. Наличие низкочастотной компоненты очевидно.

Выше отмечалось, что Имбри и Кипп [17] табулировали распределение относительной численности *O. universa* в карибской скважине в интервале 10,9 м, опробованном через 10 см. Таким образом, для анализа оказалось в наличии 110 точек. Чтобы построить ряд ИК ($\Delta=0,5$ м, $N=23$), из этого ряда было отобрано каждое пятое значение. Это было сделано в це-

лях сравнения. Для того чтобы проиллюстрировать эффект возрастания интервала опробования (ИО) и последовательного уменьшения N , были проанализированы полный ряд ИК ($N=110$), а также ряд ИК ($N=55$, $\Delta=20$ см). Теперь можно рассмотреть три ряда: ИК₁ ($N=110$), ИК₂ ($N=55$) и ИК ($N=23$).

Изучение графиков зависимости от глубины, построенных по исходным и сглаженным данным этих трех рядов, убеждает

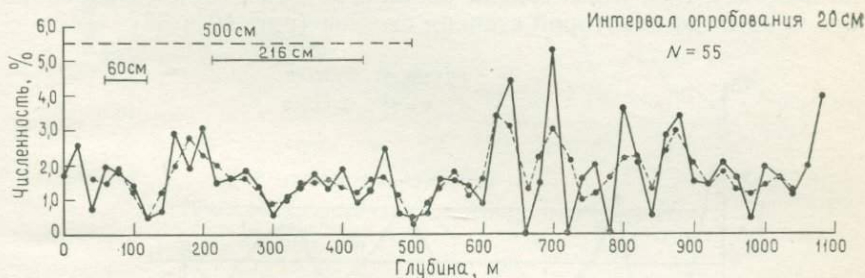


Рис. 37. Графики зависимости численности *Orbulina* от глубины по исходным (сплошная линия) и сглаженным (пунктирная линия) данным. Ряд (ИК₂) построен по данным Имбри и Киппа [17]. Длины циклов показаны сплошной и пунктирной горизонтальными линиями.

в наличии элементов периодичности, хотя длина периодов остается неясной (рис. 36 и 37). Можно также показать, что ряд ИК₁ характеризуется значительным частотным шумом, который сглажен скользящим средним по пяти точкам. При увеличении ИО до 0,2 м шум уменьшается и периодический характер ряда



Рис. 38. Коррелограмма ряда ИК₁.

ИК₂ проявляется отчетливее. Дальнейшее увеличение ИО ($\Delta=0,5$ м) приводит к потере информации, но циклы, имеющие большую длину волны, остаются (рис. 7).

Корреляционный анализ рядов выявляет этот аспект в более приемлемой форме. Коррелограмма ряда ИК₁ (рис. 38) пока-

зывает, что, за исключением r_1 , все другие величины при лаге 18 не превышают доверительных пределов. Следовательно, можно сделать вывод, что ряд возник в результате чисто случайного процесса. Кроме того, коррелограмма не содержит каких-либо регулярных колебаний.

Следует напомнить, что аналогичный вывод был сделан при изучении ряда ИК. Сравнение коррелограмм этих двух рядов показывает, что, несмотря на различные значения N , особенности кривых до некоторой степени сходны (рис. 10 и 38).



Рис. 39. Коррелограмма ряда ИК₂.

Наоборот, для ряда ИК₂ характерна значимая автокорреляция (рис. 39). В этой ситуации значения r_2 и r_3 выходят за предел 95-процентного доверительного интервала, а r_9 близко к нему. Более того, в коррелограмме видны колебания, указывающие на наличие периодической компоненты с длиной цикла между 0,6 и 0,7 м.

Это различие в поведении кривых можно объяснить, если рассмотреть относительное устранение шума и потерю информации при увеличении ИО. Устранение шума в ряду ИК₂ улучшает автокорреляцию. При дальнейшем увеличении ИО в ряду ИК происходит потеря информации, приводящая к уничтожению автокорреляции. Этот вывод подкрепляет предыдущую дискуссию.

Можно показать, что если мы имеем дело с рядом, обладающим малым ИО, он может служить фильтром. Конечно, это вполне обычная процедура, но, для того чтобы ею воспользоваться, нужно располагать первичными сведениями о модели, которая приближенно описывает ряд. В этом направлении ведутся работы. Однако наше исследование показывает, что процесс авторегрессии второго порядка может дать ряд, аналогичный рассматриваемому. Вполне возможно также, что модель скользящего среднего авторегрессии даст лучшее приближение для имеющихся данных. Для начала можно воспользо-

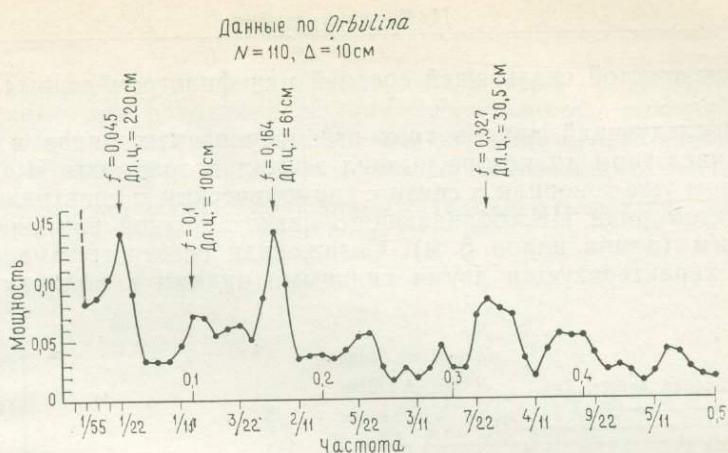


Рис. 40. Сглаженная спектрограмма ряда ИК₁.

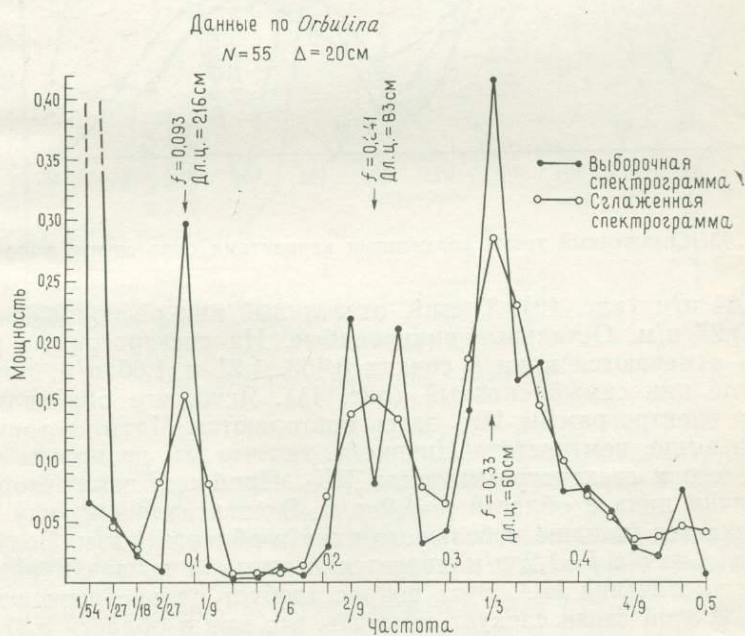


Рис. 41. Исходная и сглаженная спектрограммы ряда ИК₂.

ваться простой скользящей средней или фильтром первых разностей.

Последующий анализ трех рассматриваемых рядов в данном частотном диапазоне выявил эффект возрастания ИО. Мы об этом уже говорили в связи с гармоническим и спектральным анализом ряда ИК, обладающего низкочастотной компонентой 0,2 ц/м (длина цикла 5 м). Сглаженная спектрограмма ряда ИК₁ характеризуется двумя сильными пиками в области 0,45

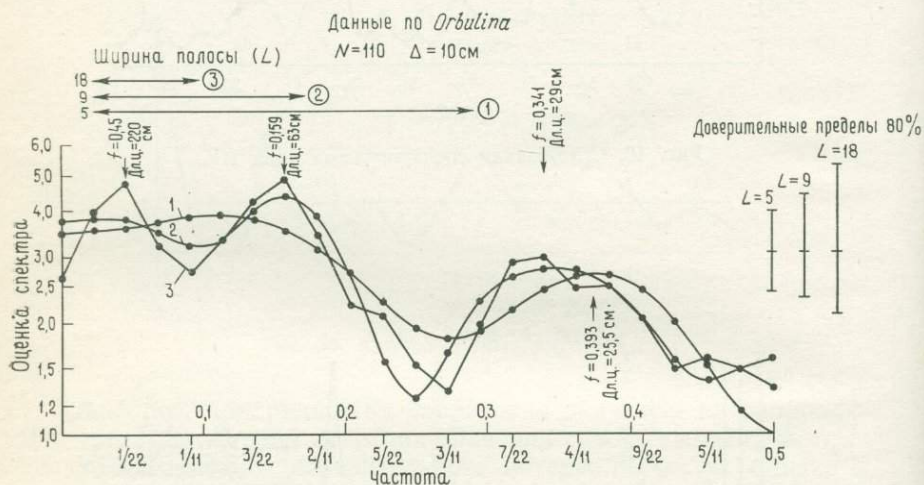


Рис. 42. Сглаженный тремя различными вариантами окна спектр ряда ИК₁.

и 1,64 ц/м (рис. 40). Третий, отчетливый пик расположен около 3,27 ц/м. Остальные пики слабые. На спектрограмме ряда ИК₂ отмечаются пики в точках 0,463, 1,21 и 1,66 ц/м, причем третий пик самый сильный (рис. 41). Ясно, что оба сильных пика спектрограммы ИК₁ здесь повторяются. Частота третьего пика выше, чем частота Никвиста, так что мы не можем ожидать его в спектрограмме ряда ИК₂. Проблема заключается в наличии пика в области $f=1,2$ ц/м. В спектральном ряду ИК₁ отмечается наличие небольшого пика в области 1 ц/м. Возможно, что пик в $f=1,2$ ц/м является ложным и возник в результате увеличения ИО. Этот вопрос требует дальнейшего изучения. В этой связи следует отметить, что пик в области 3,27 ц/м можно рассматривать как пик более высокой гармоники по сравнению с сильным пиком в области 1,64 ц/м. Из табл. 6 видно, что пятикратное увеличение ИО лишь незначительно влияет на среднее значение ряда, стандартное отклонение и другие параметры.

На рис. 42 приведены сглаженные спектры ряда ИК₁, построенные при различной ширине сглаживаемой полосы. Из этого графика нетрудно видеть, что операция сглаживания окном стабилизирует пики относительно центрального значения. Так как окно, соответствующее $L=18 (\approx \frac{1}{6}N)$, нельзя считать

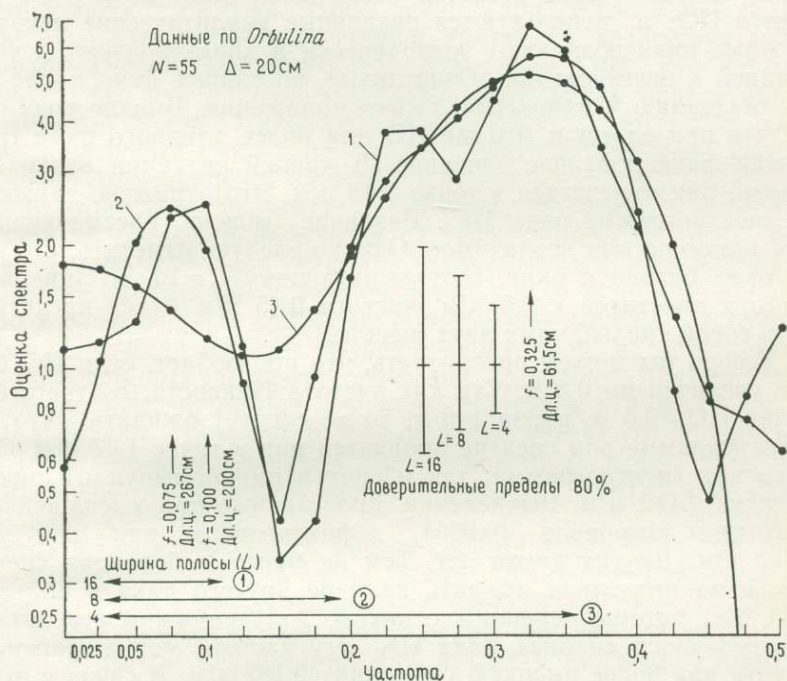


Рис. 43. Сглаженный спектр ряда ИК₂.

слишком узким, соответствующие пики можно рассматривать как реальные. Кроме того, они являются значимыми и приурочены к точкам 0,45, 1,59 и 3,41 ц/м.

Оценка спектров ряда ИК₂ при L , соответствующем различным размерам окна, показала, что при узком окне наблюдаются побочные явления. Причина в том, что $L \approx \frac{1}{3}N$; следовательно, при таком узком окне возникают ложные пики. Было также показано, что размер окна, соответствующий $L = \frac{1}{16}N$, является удовлетворительным для данной ситуации и, возможно, для других аналогичных примеров. Спектр, полученный с

помощью окна, соответствующего $L=8$, выявил наличие двух пиков в области 0,38 и 1,63 ц/м, причем второй пик более сильный. В данном случае в области 1,2 ц/м пик отсутствует. Это подтверждает подозрение, что пик в этой области является ложным.

Сравнительное изучение результатов гармонического и спектрального анализа этих двух рядов показало, что частота более сильного пика остается устойчивой, даже если увеличивается ИО и используются различные аналитические методы. Ложные пики возникают эпизодически и характеризуются тенденцией к исчезновению. Отчетливые, но слабые пики проявляют тенденцию к изменению своего положения. Вполне возможно, что при одном и том же ИО для более длинного ряда требуется фиксированное значение. В данной ситуации низкочастотный пик отмечается в точке 0,45 ц/м. Это отражено также и на спектрограмме ряда ИК₂. Различие можно рассматривать как значимое или незначимое. Однако следует отметить, что если окно близко к окну, соответствующему $L=16$, то пиковая частота сместится к 0,5 ц/м; частота 0,45 ц/м будет представлять собой среднее этих двух оценок.

Теперь мы можем рассмотреть, что произойдет, если ИО будет увеличен до 0,5 м. Так как частота Никвиста, соответствующая ИО=0,5 м, равна 1 ц/м, то не следует ожидать, что на спектрограмме или спектре проявится пик в точке 1,67 ц/м. Однако как спектрограмма, так и спектр имеют выпуклый пик в области 0,182 ц/м. Вычисления, проведенные при уменьшенном частотном интервале (0,025), зафиксировали пик при $f=0,2$ ц/м. Других пиков нет. Тем не менее выборочная спектрограмма позволила выявить наличие другого пика в области 0,36 ц/м, который сравним с пиком, полученным в результате спектрального анализа ряда ИК. Эту частоту можно рассматривать как более высокую гармонику 0,182 ц/м. В связи с этим возникает очень важный вопрос — можно ли рассматривать низкочастотную компоненту спектра ряда ИК₁ как более высокую гармонику самой низкой частоты, тогда как ее действительное значение равно 0,22 ц/м.

Теперь можно показать, что спектры рядов ИК₁ и ИК₂ должны были проявить низкочастотный пик. Нетрудно видеть, если нет значительно более длинного ряда, то мы не сможем правильно определить крайне низкочастотные пики при малом ИО. Так, например, при числе точек опробования 100 и ИО=0,1 м самая низкая частота, определяемая с помощью гармонического анализа, теоретически равна 0,1 ц/м. Однако сглаженные оценки будут устранять пики на этом конце и последующих частотах, если они недостаточно сильны. Высокочастотные пики обычно слабые, так что практически можно выявить только пики с частотами, превышающими 0,3 ц/м. С другой

стороны, по набору только из 50 значений при ИО=0,5 м был легко выявлен пик в области 0,1 ц/м. Все это весьма важно при выборе интервала опробования. Если нас интересуют высокочастотные компоненты, то требуется и меньший ИО. Если же нужно изучить геологически более значимые низкочастотные компоненты, то опробование нужно проводить через большие интервалы. Однако это требует большей длины керна или большей мощности разреза. Чтобы оценить требуемую длину, можно воспользоваться так называемым критерием «половины дозы», предложенным Грейнджером и Хатанакой [13]. Это подразумевает, что ряд должен охватывать по крайней мере 6 циклов требуемой длины. Например, если требуется установить наличие 5-метровых циклов, то длина керна или мощность разреза должна быть не менее $5 \times 6 = 30$ м.

В этой связи необходимо отметить, что анализ временных рядов на основе проб, взятых из такого длинного керна, весьма рискованное дело, так как скорость осадконакопления не остается постоянной в течение длительного периода времени, что в свою очередь влияет на соотношения между глубиной и временем. Если имеется большой набор проб, по которому построен длинный палеонтологический временной ряд, подлежащий анализу, то обычно его делят на части и каждую из них анализируют отдельно. Если эти части сравнимы, то для анализа можно использовать общий набор проб. Кроме того, если ряд длинный, то в нем может проявиться отдаленная эволюционная тенденция.

Из всего изложенного можно сделать следующие выводы:

1. Следует избегать очень густого опробования, так как оно может внести неожиданно высокий частотный шум.

2. ИО не должен быть очень велик, так как это может привести к потере информации или исказить сущность структуры ряда.

3. Для выявления наличия низкочастотных компонент необходим большой ИО или длинный ряд.

4. Предпочтительно, чтобы ряд включал около 50, но не менее 30 наблюдений. Меньший интервал опробования требует большего числа наблюдений.

5. Если в наличии только короткий ряд, то для его анализа может оказаться полезным спектральный анализ, основанный на сильных пиках; в данной ситуации полезно выявить ложные пики, причем если «сигнал» сильный, то эти пики можно установить.

6. В случае глубоководного опробования наиболее подходящим является интервал 0,25 м, который хорошо противостоит возмущающим воздействиям.

В завершение этого раздела следует обратить внимание на сходство результатов, полученных в данной работе на основе

анализа временных рядов численности *O. universa*, и результатов, приведенных в работе Имбри и Киппа [17]. С помощью спектрального анализа летних и зимних температур они приходят к заключению о наличии частотных пиков 2,7, 1,4 и 0,4 ц/м. Соответствующая длина циклов принимает значения 0,37, 0,71 и 2,5 м. В данной работе были установлены следующие значения длины циклов: 0,31, 0,61 и 2,2 м, чему соответствуют следующие округленные временные интервалы: 13 000 лет, 26 000 лет и 94 000 лет. Последний близок к периоду эксцентриситета (92 000 лет), а второй — к прецессии. Мы уже отметили, что первый пик незначимый. Возможно, что это совпадение не случайно.

ОБСУЖДЕНИЕ РЕЗУЛЬТАТОВ

Цель данной статьи заключалась в изучении эффективности и ограничений анализа временных рядов в стратиграфической корреляции. На основании обсуждений и выводов, приведенных в каждом разделе, мы можем теперь охарактеризовать последовательность шагов, из которых складывается анализ.

1. Выбирается подходящий вид, реагирующий на глобальные фациальные факторы (температура и соленость).

2. Для понимания зависимости между глобальными факторами и численностью вида, а также для подбора подходящей теоретической модели нужно проанализировать современное распределение этого вида.

3. Абсолютная численность вида определяется по равномерно распределенным в пространстве стратиграфическим пробам. Собранные таким образом данные образуют палеонтологический временной ряд.

4. Интервал опробования не должен быть очень мал или очень велик. Он зависит от характера осадочных образований.

5. Ряд нужно проанализировать как во временном, так и в частотном диапазоне.

6. Получаемую в результате анализа информацию следует использовать для определения преобладающего периодического элемента ряда.

7. Описанную выше процедуру нужно проводить для всех стратиграфических разрезов.

8. Прежде чем пытаться провести двумерный анализ, фиксируется надежно определенная временная отметка и строятся оба ряда.

9. Для того чтобы выявить зависимость между различными рядами, используется перекрестная корреляция. Если корреляция удовлетворительная, оба ряда можно рассматривать как стратиграфические эквиваленты.

10. Если в результате перекрестной корреляции получен незначимый результат, то для выявления периодического элемента следует применить перекрестный спектральный анализ и, если он присутствует, изучить фазовое различие.

11. Если ряды некоррелируемы, то один ряд нужно растянуть относительно другого для улучшения перекрестной корреляции.

12. Для определения коэффициента растяжения за основу принимается длина циклов преобладающих периодических компонент. При этом можно также воспользоваться информацией перекрестной корреляции и перекрестного спектрального анализа.

13. Если изучаются только два ряда, то можно использовать итеративные методы.

14. Если ряд достаточно длинный (в геологическом смысле), его следует анализировать по частям, чтобы избежать осложнений, связанных с изменением скорости осадконакопления.

15. Желательно, чтобы число проб было более 40, а длина керна или мощность разреза по крайней мере в 5 раз превышала длину преобладающей периодической компоненты.

16. Если ряд короче чем 40, его интерпретация должна быть сделана с необходимыми предосторожностями.

Благодарности. Автор весьма признателен сотрудникам Проекта глубоководного морского бурения (DSDP) Скриппсовского океанографического института за предоставленные пробы керна, на которых была основана эта работа. Финансовая поддержка была оказана Советом научных и промышленных исследований Индии. Работа была проведена в микрорепалеонтологической лаборатории Индийского технологического института в Кхарагпуре.

Автор благодарен также своим студентам Р. Н. Хазре и В. Парикхе, которые оказали помощь в получении данных, а также С. Гхошу из Вычислительного центра за помощь в составлении программ для ЭВМ.

ЛИТЕРАТУРА

1. Agterberg F. P., 1974. *Geomathematics*, Elsevier, Amsterdam, 596 pp.
2. Anderson T. W., 1971. *The Statistical Analysis of Time Series*, John Wiley & Sons, New York, 704 pp.
3. Be A. W. H., Harrison S. M., Lott L., 1973. *Orbulina universa d'Orbigny in the Indian Ocean, Micropaleont.*, 19, 150—192.
4. Berggren W. A., 1978. Recent advances in planktonic foraminiferal biostratigraphy, biochronology, and biogeography, *Atlantic Ocean, Micropaleont.*, 24, 337—370.
5. Bock R. D., 1975. *Multivariate Statistical Methods in Behavioral Research*, McGraw Hill Book Co., New York, 623 pp.
6. Borch, von der, Sclater C. C., John G., and others, 1974. *Initial Reports of*

- the Deep Sea Drilling Project, vol. 22, U.S. Government Printing Office, Washington, 890 pp.
7. *Box G. E. P., Jenkins G. M.*, 1976. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, 575 pp.
 8. *Chatfield C.*, 1975. *The Analysis of Time Series*, Chapman and Hall, London, 263 pp.
 9. *Davis J. C.*, 1973. *Statistics and Data Analysis in Geology*, John Wiley & Sons, New York, 550 pp.
 10. *Defant A.*, 1961. *Physical Oceanography*, vol. 1, Pergamon Press, London, 729 pp.
 11. *Finn J. D.*, 1974. *A General Model for Multivariate Analysis*, Holt, Rinehart and Winston, New York, 423 pp.
 12. *Gartner S.*, 1974. Nannofossil biostratigraphy, Leg 22, Deep Sea Drilling Project, in Borch, von der, Schlater C. C. and others, eds., *Initial Reports of Deep Sea Drilling Project*, vol. 22, U. S. Government Printing Office, Washington, pp. 557—599.
 13. *Granger C. W. J., Hatanaka M.*, 1964. *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton University Press, New Jersey, 299 pp.
 14. *Granger C. W. J., Hughess A. O.*, 1968. Spectral analysis of short series—a simulation study, *Jour. Roy. Stat. Soc., Ser. A*, 131, 83—99.
 15. *Hecht A. D.*, 1973. A model for determining Pleistocene paleotemperatures from planktonic foraminiferal assemblages, *Micropaleont.*, 19, 68—77.
 16. *Hunkins K., Be A. W. H., Opdyke N. D., Mathieu G.*, 1971. The Late Cenozoic history of the Arctic Ocean, in Turekian K. K., ed., *The Late Cenozoic Glacial Ages*, Yale Univ. Press, New Haven, pp. 215—237.
 17. *Imbrie J., Kipp N. G.*, 1971. A new micropaleontological method for quantitative paleoclimatology: application to a Late Pleistocene Caribbean core, in Turekian K. K., ed., *Late Cenozoic Glacial Ages*, Yale Univ. Press, New Haven, pp. 71—181.
 18. *Jenkins G. M., Watts D. G.*, 1968. *Spectral Analysis and its Application*, Holden-Day, San Francisco, 525 pp.
 19. *Kendall M. G., Stuart A.*, 1966. *The Advanced Theory of Statistics*, vol. 3, S. Charles Griffins Co., London, 552 pp.
 20. *Kwon B., Rudman A. J.*, 1979. Correlation of Geologic Logs with spectral methods, *Jour. Math., Geology*, 11, 373—379.
 21. *Lynts G. W.*, 1971. Analysis of the planktonic foraminiferal fauna of core 6275, Tongue of the Ocean, Bahamas, *Micropaleont.*, 17, 152—166.
 22. *Malmgren B., Healy-Williams N.*, 1978. Variation in test diameter of *Orbulina universa* in the paleoclimatology of the Late Quaternary of the Gulf of Mexico, *Paleogr. Paleoclimatol. Paleoecol.*, 52, 235—240.
 23. *Malmgren B. A., Kennett J. P.*, 1978. Late Quaternary paleoclimatic applications of mean size variations in *Globigerina bulloides d'Orbigny* in the southern Indian Ocean, *Jour. Paleont.*, 52, 1195—1207.
 24. *Pearson E. S., Hartley H. O.*, eds., 1966. *Biometrika Tables for Statisticians*, vol. 1, Cambridge Univ. Press, Cambridge, 264 pp.
 25. *Sard A., Weintraub S.*, 1971. *A Book of Splines*, John Wiley & Sons, New York, 817 pp.
 26. *Schwarzacher W.*, 1975. *Sedimentation Models and Quantitative Stratigraphy*, Elsevier, Amsterdam, 328 pp.
 27. *Whitmarsh R. B., Weser O. E., Roso D. A. and others*, 1974. *Initial Reports of the Deep Sea Drilling Project*, vol. 23, U.S. Government Printing Office, Washington, 1180 pp.
 28. *Wollin G., Ericson D. B., Ewing M.*, 1971. Late Pleistocene climates recorded in Atlantic and Pacific deep sea sediments, in Turekian K. K., ed., *The Late Cenozoic Glacial Ages*, Yale Univ. Press, New Haven, pp. 199—214.

КОРРЕЛЯЦИЯ МЕЖДУ ЭЛЕКТРОКАРОТАЖНЫМИ КРИВЫМИ В ПАЛЕОЭКОЛОГИИ

Ричард Реймент

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Пирсон [4] продемонстрировал применение электрокаротажных диаграмм в палеоэкологии. Количественный палеоэкологический анализ, основанный на электрокаротаже и морфологических изменениях организмов, нередко сталкивается с задачей установления значимой зависимости в схемах колебаний кривых, которая выявляется при визуальном изучении диаграмм. Обычный метод перекрестной корреляции зачастую приводит к неудовлетворительным результатам в связи с тем, что присущий наблюдениям тренд нередко носит псевдоциклический характер. Результаты, получаемые с помощью метода смешанных корреляционных моментов, можно улучшить путем разделения последовательности наблюдений на подвыборки. При этом непараметрические критерии дают лучшее решение, хотя они и приводят к потере палеоэкологически важной информации, присущей стратиграфически упорядоченным наблюдениям. Обычно используется один из вариантов рангового критерия для спаренных наблюдений, логистический критерий, применяемый для бинарных данных, и критерий хи-квадрат.

ВВЕДЕНИЕ

За последние 60 лет электрокаротаж скважин стал стандартной процедурой в нефтяной промышленности. Давно известно, что сопротивление и полупотенциал являются хорошими индикаторами свойств осадочных пород. Согласно стандартному руководству Шлюмбергера, существуют два главных применения электрокаротажа: (1) корреляция и стратиграфические исследования и (2) оценка формационных флюидов и литологии.

Такое весьма грубое подразделение не учитывает палеобиологических аспектов; однако оно отчетливо показывает, что литология и флюиды с позиций каротажного анализа скважин концептуально взаимосвязаны. При палеоэкологических исследованиях необходимо отдавать себе отчет в том, что это только интерпретационное совпадение, так как только подходящая линия развития имеет литологическое значение на каротажных диаграммах.

ИЗМЕРЕНИЕ СОГЛАСОВАННОСТИ КАРОТАЖНЫХ ДИАГРАММ

В идеальном случае было бы желательно измерять согласованность каротажных диаграмм с помощью перекрестной корреляции. Однако этот метод нередко дает вводящие в заблуждение результаты, так как полученные значения корреляции

Richard Reymont. Paleontologiska Institutionen, Uppsala Universitet, Box 558, S-75122, Uppsala, Sweden.

могут оказаться существенно ниже или выше ожидаемых на основе визуального изучения диаграмм.

Рауп и Гулд [5] путем моделирования на ЭВМ показали, что последовательности, случайно меняющиеся во времени, могут проявить значимые корреляционные зависимости. Даже если этот эффект возникает как следствие несогласованности распределения данных с многомерным нормальным законом или с наличием нетипичных значений, это ни в коей мере не умаляет важности полученных результатов.

Одной из причин плохой применимости метода моментов при вычислении оценок коэффициентов корреляции по данным скважин является обычная нерегулярность данных в последовательностях. Такую ситуацию можно улучшить путем вычисления коэффициентов корреляции для непрерывных подмножеств данных, но это бесполезно для анализа, направленного на изучение экологических эффектов за длительный период времени.

Ясно, что здесь были бы полезны непараметрические методы или, как показано в статье Аллана Гордона в этой книге, специальные регрессионные методы, которые могут дать весьма благоприятный эффект.

В связи с этим в данной статье приведены результаты анализа данных каротажа скважин с помощью непараметрических методов. Это не новые методы, но до сих пор они не нашли широкого применения в геологии.

Дихотомизация. Так как палеоэкологическая интерпретация каротажных диаграмм основывается на отклонениях кривой вправо и влево, проявляемых в последовательности наблюдений и величинах амплитуд этих отклонений, которые обычно представляют второстепенный интерес, то небольшое количество информации утрачивается за счет недоучета малых флуктуаций при дихотомизации данных и статистическом анализе закодированных в виде знаков изменений.

Дихотомизация данных представляет собой кодирование изменений с помощью знаков, наглядно представленных в виде временных рядов. При этом дихотомизация в значительной степени устраняет тренд в анализируемых рядах, в результате чего следует ожидать общей потери информации, потенциально имеющей экологическое значение. Тем не менее для количественной оценки сходства двух каротажных диаграмм одной и той же скважины с учетом флуктуаций дихотомизация весьма полезна.

ПАЛЕОЭКОЛОГИЧЕСКОЕ ЗНАЧЕНИЕ ЭЛЕКТРОКАРОТАЖА СКВАЖИН

Интерпретация представленных электрокаротажных диаграмм основана на методе Пирсона [4]. Пирсон для анализа записи фациальной обстановки, отраженной в осадках, пред-

почитает применять так называемый редокс-каротаж. Этот каротаж редко используется в промышленных исследованиях, но его можно заменить SP-каротажем, который представляет собой частный случай редоксоморфического каротажа во многих весьма распространенных ситуациях. В общих чертах метод Пирсона основан на измерении степени окисленности осадков, пройденных скважиной.

Редокс-каротаж основан на использовании инертного платинового и свинцового электродов. С помощью этого метода измеряется доля окисленных и восстановленных форм различных минералов и ионов в осадочных формациях. Результаты интерпретируются как зависящие от обстановки залегания осадка. Пирсон предлагает также использовать для палеофациальной интерпретации сокращенные нормальные кривые сопротивления, индукции и проводимости.

Формы кривых SP и сокращенных нормальных кривых сопротивления интерпретируются как показатели регрессивного или трансгрессивного характера процессов «отложения песка». В качестве примера практического применения результатов Пирсона [4] здесь приведены кривые SP и сокращенные нормальные кривые сопротивления, полученные в скважине, пробуренной в Гбекебо, Нигерия (рис. 1). Диаграммы внизу рис. 1 иллюстрируют интерпретацию Пирсоном [4] каротажных кривых SP и сопротивления для условий регрессии и трансгрессии. Геологическая информация о трансгрессиях и регрессиях в течение маастрихтского и нижнепалеоценового времени приведена на этом рисунке слева. Данный пример показывает, что можно установить связь между результатами полевых наблюдений и кривыми электрокаротажа, что отражает историю трансгрессий — регрессий в последовательности осадков [4]. Пирсон приводит также и другие примеры.

ПРИМЕР СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

Основная проанализированная здесь информация в примере по Нигерии приведена на рис. 2. Она иллюстрирует изменения мегалосферического пролокулуса одного из видов бентосных фораминифер *Afrobolivina afra*, первой канонической переменной средних и сокращенной нормальной кривой сопротивления. Даже при беглом просмотре этих графиков видно, что кривая канонической переменной средних и сокращенная нормальная кривая сопротивления в значительной степени согласуются, тогда как кривая изменения мегалосферического пролокулуса существенно отличается от упомянутых двух кривых.

Корреляция между кривыми. Несмотря на близость в общей конфигурации кривой канонических средних и сокращенной нормальной кривой сопротивления, коэффициент корреляции

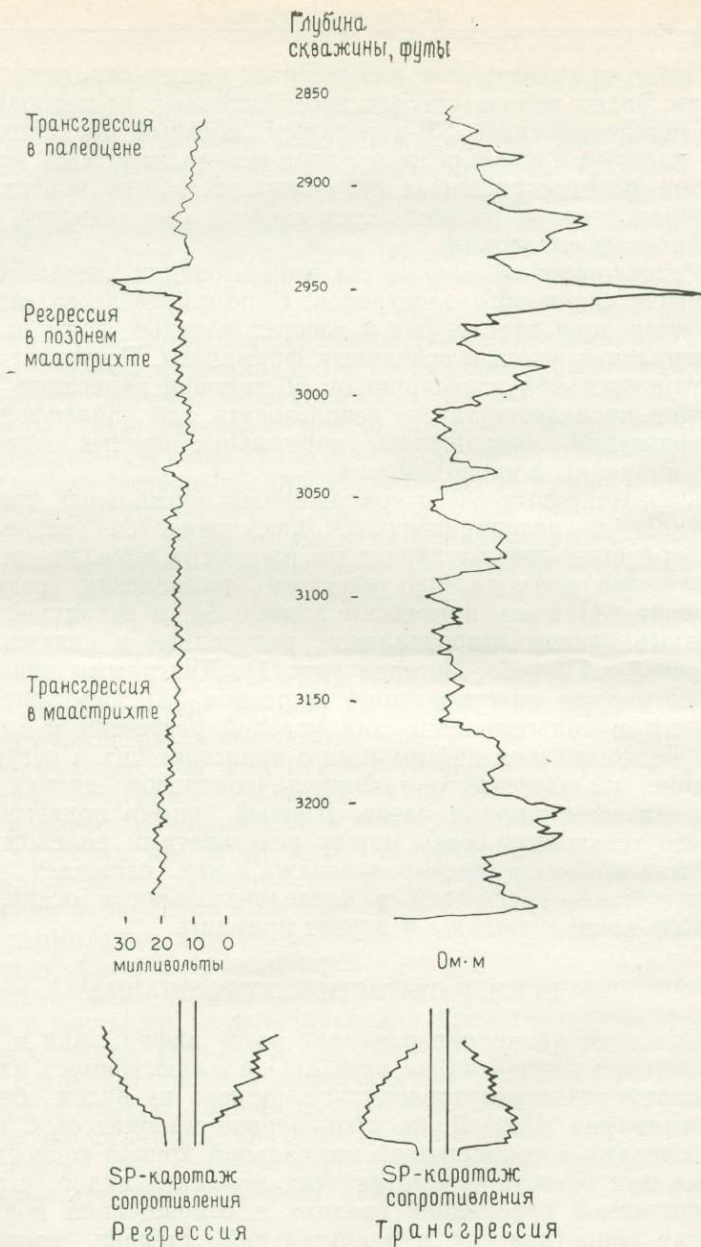


Рис. 1. Пример, иллюстрирующий метод Пирсона [4], в приложении к данным SP-каротажа (слева) и сокращенного нормального сопротивления (справа) для скважины Гбекебо в Нигерии. Отмечается зависимость между эвстатическими событиями маастрихта и палеоцена.

этой близости не отражает, что может быть связано с влиянием тренда, присутствующего в обеих кривых. Канонические переменные средних, упомянутые в предыдущем разделе, являются первыми каноническими переменными средними для девяти характеристик, измеренных на особях изучаемого вида фораминифер. Детали этих измерений, а также метод их статистического анализа описаны Рейментом [6].

Коэффициенты корреляции дихотомизированных наблюдений, вычисленные для всех трех кривых, изображенных на рис. 2, соответственно равны $r_{12}=0$, $r_{13}=0$, $r_{23}=0,8$, где нижние индексы означают: 1 — пролокулус, 2 — канонические переменные средние, 3 — сопротивление.

Разделение последовательности на четыре подвыборки улучшает корреляцию, но не в той степени, как это можно было бы ожидать (табл. 1).

Таблица 1. Коэффициенты корреляции, вычисленные по данным рис. 2, разделенным на четыре непрерывные подвыборки

Подвыборки	N	r_{12}	r_{13}	r_{14}	r_{23}	r_{24}	r_{34}
1	20	0,82	0,43	0	0,43	0	0,79
2	20	0,57	-0,17	0,26	0,26	0,23	0,50
3	20	0,80	0,62	0,67	0,64	0,71	0,86
4	21	0,43	0,29	0,22	0	0	0,94

Цифры в нижнем индексе: 1 — диаметр пролокулуса, 2 — первая кривая канонических средних, 3 — сокращенная нормальная кривая сопротивления, 4 — SP-кривая.

Анализ нетипичных значений [2] показал, что первая подвыборка совсем не содержит аномальных значений, во второй их три, в третьей — три и четвертой — девять. Объем общей выборки составлял 81 наблюдение, а подвыборки были вполне сравнимы и содержали 20, 20, 20 и 21 наблюдение соответственно.

Непараметрические методы. Применение к этим данным метода ранговой корреляции не привело к улучшению коэффициента корреляции. Заметим, что ранговый критерий полезен для проверки гипотезы о случайном расположении в рядах дихотомических наблюдений. При этом нулевая гипотеза заключается в том, что последовательность флуктуаций возникла случайно, т. е. сами флуктуации являются случайными [1]. Для имеющихся данных вполне подходит критерий, основанный на числе скачков (рангов) вверх и вниз, для которого Брэдли [1] составлены таблицы критических значений.

Путем применения этого критерия к данным по Нигерии, включающим 80 наблюдений ($N-1$), т. е. путем использования

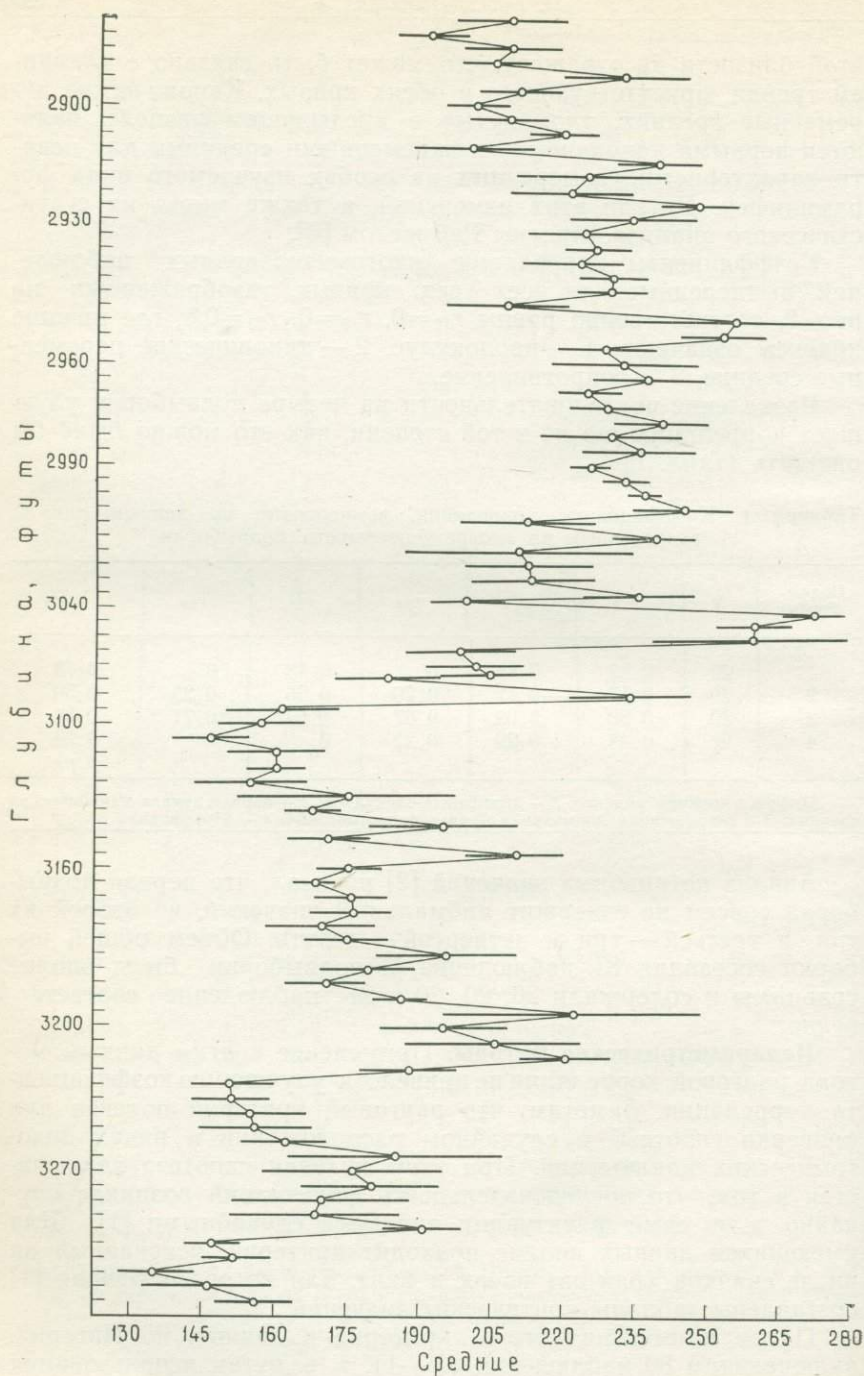




Рис. 2. Основная информация для примера по Нигерии, приведенного в тексте. Слева показана кривая, характеризующая флуктуации мегалосферического пролокулуса фораминифер *Afrobolivina afra*, кривая в центре иллюстрирует поведение первых канонических средних по девяти переменным, измеренным на раковинках фораминифер, а справа приведена коротажная кривая сокращенного нормального сопротивления. Кривая SP-коротажная не приведена. (Для средних приведены 95-процентные доверительные интервалы.)

изменения знака в последовательности канонических средних для морфологических характеристик фораминифер и сравнения их с флуктуациями сокращенной нормальной кривой сопротивления, было получено 19 рангов. В результате сравнения кривой канонических средних с кривой SP-каротажа было зафиксировано 26 рангов. Обозначим через N_1 число согласованных пар (a) сравниваемых знаков, а через N_2 — число пар знаков (b), для которых согласование отсутствует. Тогда ряд из N наблюдений событий a и b будет иметь случайное расположение, если каждая его позиция имеет равные шансы принять значение a или b .

Таким образом, для первого сравнения (средние — сопротивление) было зафиксировано 19 рангов при $N_1=69$ и $N_2=11$. На основе критерия общего числа рангов гипотезу о случайной последовательности следует отклонить, что следует из таблицы критических значений Брэдли [1]. В результате второго сравнения (SP — средние) при 26 рангах, $N_1=59$, и $N_2=21$ гипотеза о случайном расположении также была отклонена.

Другой критерий, который применялся для анализа этих данных, основан на логистическом преобразовании, примененном к бинарной информации. Он изучался Коксом [3] применительно к случайной таблице размером 2×2 . Этот критерий определен следующим соотношением:

$$Z = \left[\log \left(R + \frac{1}{2} \right) / \left(N - R + \frac{1}{2} \right) \right], \quad (1)$$

где R — число положительных знаков в выборке объема N . Дисперсия выражения (1) равна

$$V = [(N+1)(N+2)]/[N(R+1)(N-R+1)].$$

Для сравнения двух каротажных кривых с целью изучения степени согласованности схем их колебаний этот метод требует рассмотрения разности $D=Z_1-Z_2$ со стандартным отклонением $S_E = \sqrt{(V_1+V_2)}$, где V_1 и V_2 — дисперсии величин Z_1 и Z_2 соответственно. В условиях нулевой гипотезы отношение D/S_E будет представлять собой стандартизованное нормально распределенное отклонение, что можно использовать в качестве двустороннего критерия для проверки гипотезы $D=0$ [3].

В данном примере для кривой, образованной каноническими средними, было получено $R=0,51$, а для сокращенной нормальной кривой сопротивления $R=0,48$. Необходимые вычисления привели к выводу, что разность Z_1-Z_2 несущественно отличается от нуля.

Наиболее часто применяемый критерий, хи-квадрат, также использовался для анализа этих данных. При сравнении кано-

нических средних сокращенной кривой сопротивления и кривой PS-каротажа соответственно были получены значения хи-квадрата, сильно превышающие критические.

ВЫВОДЫ

Результаты статистического анализа свидетельствуют о том, что существует тесная корреляционная зависимость между каротажной кривой сопротивления и кривой канонических средних, а также что отмечается умеренная зависимость между кривой SP-каротажа и кривой канонических средних. Непараметрические методы позволяют получить более реалистичные результаты при изучении зависимостей в схемах колебаний кривых, чем коэффициенты корреляции, вычисляемые с помощью смешанных моментов, хотя последние могут оказаться полезными, если данные разделить на непрерывные подвыборки.

ПАЛЕОНТОЛОГИЧЕСКИЕ ЗАМЕЧАНИЯ

Теперь осталось кратко прокомментировать значение зависимостей между кривыми электрокаротажа и морфологическими изменениями. Общий вывод заключается в том, что изменения электрокаротажных диаграмм тесно связаны с морфологическими изменениями бентосных фораминифер. Это позволяет предположить, что окислительно-восстановительные условия осадка влияли на морфологию раковины, но ответ на вопрос, было ли это результатом только экофенотипа или же изменения в морфологии *Afrobolivina* являются результатом селекционного отклика на малые флуктуации обстановки, нельзя получить без проведения дальнейших исследований (генетического прослеживания).

Третья возможность, заключающаяся в том, что генетическая тенденция является случайной, представляется менее правдоподобной при рассмотрении зависимостей между изменениями организма и флуктуациями электрокаротажных диаграмм. Вполне возможно, что эта зависимость отражает изменения состава осадка в цикле трансгрессий и регрессий в конце мелового периода.

ЛИТЕРАТУРА

1. Bradley J. V., 1968. Distribution-free Statistical Tests, Prentice-Hall, New Jersey, 388 pp.
2. Campbell N. A., Reymont R. A., 1980. Robust multivariate procedure applied to the interpretation of atypical individuals of a Cretaceous foraminifer, *Cretaceous Research*, 1(1), 207—221.
3. Cox D. R., 1970. Analysis of binary data, Monographs on Applied Probability and Statistics, Methuen, London, 142 pp.

4. *Pirson S. J.*, 1977. *Geological Well Log Analysis*, Gulf Publishing Company, Houston, Texas, 377 pp.
5. *Raup D. M., Gould S. J.*, 1974. Stochastic simulation and evolution of morphology, *Syst. Zool.*, 23, 305—323.
6. *Reyment R. A.*, 1980. *Morphometrical Methods in Biostratigraphy*, Academic Press, London, 175 pp.

ОБ ИЗМЕРЕНИИ И МОДЕЛИРОВАНИИ ЗАВИСИМОСТИ МЕЖДУ ДВУМЯ СТРАТИГРАФИЧЕСКИМИ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ

А. Д. Гордон

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

В статье описаны методы измерения и моделирования зависимости между двумя стратиграфическими характеристиками, измеренными на конкретных отметках глубины в одном стратиграфическом разрезе. Рассматриваемый метод учитывает информацию, которую дают значения глубины в точках измерения.

ВВЕДЕНИЕ

Геологам иногда приходится сталкиваться с задачей изучения зависимости между двумя количественными характеристиками, измеренными по n отметкам глубины одного стратиграфического разреза. В этой ситуации данные можно представить в следующем виде: $\{x_i, y_i, d_i \ (i=1, 2, \dots, n)\}$, где (x_i, y_i) — пара наблюдаемых значений в точке с номером i на глубине d_i в изучаемой скважине. Предполагается, что данные упорядочены по глубине, т. е. $d_1 > d_2 > d_3 > \dots > d_n$.

Весьма интересно измерить и промоделировать зависимость между X и Y .

В данной статье кратко описываются методы, учитывающие информацию о глубине D , и детально рассматриваются получаемые выводы. Особо подчеркиваются допущения, лежащие в основе каждого метода, с целью помочь исследователю выбрать те из них, которые приемлемы для анализа имеющихся данных.

Предлагаемые методы проиллюстрированы на примере данных Р. А. Реймента, состоящих из 81 пары измерений сопротивления (X) и биологических характеристик (Y) в стратиграфическом разрезе.

A. D. Gordon. Department of Statistics, University of St. Andrews, St. Andrews, Fife, Scotland.

ЧАСТНАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ

Коэффициент корреляции ρ_{XY} двух переменных — это параметр, который характеризует линейную зависимость между изучаемыми переменными. Оценка для неизвестного значения ρ_{XY} представляет собой выборочный коэффициент корреляции, вычисляемый по формуле

$$r_{XY} = S_{xy} / (S_{xx} S_{yy})^{1/2},$$

где

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2; \quad S_{yy} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2; \quad (1)$$

$$S_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y});$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i.$$

Эта оценка является смешанной, и поэтому Кендаллом и Стюартом [6] были предложены небольшие поправочные коэффициенты. Однако значительно важнее то, что между X и Y может возникнуть корреляционная зависимость, частично обусловленная связью каждой из этих величин с некоторой третьей переменной. И наоборот, эффект этой третьей переменной может быть замаскирован или уменьшен более сильной корреляционной зависимостью между X и Y . Примером такой третьей переменной может служить «время». В стратиграфических исследованиях обычно «время» нельзя измерить непосредственно. Однако вместо «времени» нередко используется глубина D , что и сделано в приведенном ниже примере.

Так как основная задача заключается в сравнении X и Y , то необходимо изучить корреляцию этих величин с другими переменными при фиксированных значениях. При этом вычисляется частный коэффициент корреляции между X и Y , который при фиксированном D будет определен следующей формулой:

$$\rho_{XY \cdot D} = \frac{\rho_{XY} - \rho_{XD}\rho_{YD}}{[(1 - \rho_{XD}^2)(1 - \rho_{YD}^2)]^{1/2}}. \quad (2)$$

Оценкой для $\rho_{XY \cdot D}$ служит величина

$$r_{XY \cdot D} = \frac{r_{XY} - r_{XD}r_{YD}}{[(1 - r_{XD}^2)(1 - r_{YD}^2)]^{1/2}}, \quad (3)$$

где r_{XD} и r_{YD} подсчитываются так же, как r_{XY} в выражении (1).

Для иллюстрации в табл. 1 приведены 20 наборов измерений, по которым вычислены выборочные коэффициенты корреляции.

Таблица 1. Глубина, сопротивление и биологический показатель на 20 уровнях стратиграфического разреза. Приведены также статистические характеристики согласованности направлений изменения сопротивления и биологического показателя

Уровень i	Глубина d_i	Сопротивление λ_i	Биологический показатель y_i	Согласованность направлений изменения z_i	Кумулятивная статистика μ_i
1	108,8	2,40	6,85	1	3
2	105,7	1,80	6,45	1	6
3	105,1	1,85	6,54	1	9
4	101,4	1,50	6,37	1	12
5	99,6	1,80	6,54	1	15
6	96,6	2,00	7,51	1	18
7	96,0	2,20	8,97	1	21= μ^*
8	95,0	1,75	8,14	0	5
9	93,2	2,15	7,65	1	8
10	92,4	2,75	8,74	1	11
11	91,5	1,60	7,66	1	14
12	90,0	1,70	7,79	1	17
13	88,1	1,55	7,65	1	20
14	87,2	1,68	8,11	0	4
15	86,6	1,78	8,02	1	7
16	85,7	1,70	7,50	1	10
17	84,8	1,80	8,05	1	13
18	83,9	1,50	7,59	0	-3
19	83,0	1,20	7,83	1	0
20	82,1	0,75	7,09		

ляции $r_{XY}=0,2994$, $r_{XD}=0,5043$ и $r_{YD}=-0,5272$. Подставив эти значения в выражение (3), получим $r_{XY \cdot D}=0,7704$.

В данной ситуации сила корреляционной зависимости между X и Y могла быть замаскирована влиянием величины D .

Следует подчеркнуть, что $r_{XY \cdot D}$ представляет собой меру корреляционной зависимости между X и Y в предположении, что изменения значений X и Y можно точно выразить через линейную зависимость от D . Обычно зависимости не простые линейные, а, например, полиномиальные. Эффект влияния на зависимость между X и Y последовательности D , D^2 , D^3 , D^4 , ... можно устранить с помощью операций типа определенных выражением (3), хотя существуют и более эффективные процедуры решения данной задачи. Более полное рассмотрение критериев проверки гипотез, связанных с частной корреляцией, можно найти в работах Фишера [2], а также Кендалла и Стюарта [6].

Во многих случаях невозможно определить точную форму выражения зависимости через D , особенно тогда, когда можно получить информацию о поведении X и Y как функций време-

ни, но зависимость между глубиной и временем точно представить нельзя.

Кроме описанной выше процедуры можно воспользоваться ранговыми коэффициентами корреляции, при вычислении которых результаты измерений каждой изучаемой переменной ранжируются по величине, а мера согласованности двух полученных рядов наблюдений представляет собой ранги. Примером рангового коэффициента корреляции может служить коэффициент τ Кендалла [5], а частный ранговый коэффициент корреляции величин X и Y при условии устранения влияния D можно определить формулой, аналогичной выражению (3):

$$\tau_{XY \cdot D} = \frac{\tau_{XY} - \tau_{XD}\tau_{YD}}{[(1 - \tau_{XD}^2)(1 - \tau_{YD}^2)]^{1/2}}. \quad (4)$$

Оценка рангового коэффициента корреляции для данных, приведенных в табл. 1, дает результат, сходный с обычным коэффициентом корреляции, а именно наблюдаемая слабая корреляция между X и Y усиливается после устранения влияния глубины.

Более подробное описание частной ранговой корреляции можно найти в работе Кендалла [5]. Следует отметить, что вычислить критические значения для наблюдаемых $\tau_{XY \cdot D}$ весьма трудно, но тем не менее некоторые результаты уже получены Джонсоном [4].

СОГЛАСОВАННОСТЬ НАПРАВЛЕНИЙ ИЗМЕНЕНИЯ

Описанные в предыдущем разделе статистические характеристики представляют собой глобальные меры согласованности между двумя стратиграфическими переменными. Однако в некоторых ситуациях требуется рассмотреть изменения за меньший период времени, что в конечном итоге приводит к изучению изменений между парами соседних стратиграфических измерений

$$\begin{aligned} \Delta x_i &= x_{i+1} - x_i, \\ &(i = 1, \dots, m, \text{ где } m = n - 1) \\ \Delta y_i &= y_{i+1} - y_i. \end{aligned} \quad (5)$$

В данном случае уместно поставить вопрос о том, как изменяются в одном и том же временном интервале изучаемые переменные: согласованно (т. е. обе переменные возрастают или уменьшаются) или несогласованно (т. е. одна переменная увеличивается, тогда как другая уменьшается)?

При этом величина изменений между последовательными разностями не учитывается; эта информация рассматривается как менее важная по сравнению с направлением изменений.

Кроме того, принимается, что величина интервалов время/глубина, в которых рассматриваются изменения, учтена.

Согласованность удобно кодировать с помощью множества переменных $\{Z_i (i=1, \dots, m)\}$:

$$Z_i = \begin{cases} 1, & \text{если } (\Delta x_i)(\Delta y_i) > 0; \text{ изменения согласованы,} \\ 0, & \text{если } (\Delta x_i)(\Delta y_i) < 0; \text{ изменения несогласованы.} \end{cases} \quad (6)$$

Для простоты и наглядности предполагается, что $(\Delta x_i)(\Delta y_i) \neq 0$, хотя такое обобщение и является очевидным.

Приведенная ниже модель предназначена для множества $\{Z_i (i=1, \dots, m)\}$, где все Z_i взаимно независимы и принимают значение 1 с вероятностью p , а значение 0 — с вероятностью $(1-p)$. Значение p является характеристикой степени соответствия двух последовательностей изменений.

Допущения, лежащие в основе этой модели, заслуживают обсуждения. Произведения $(\Delta x_{i-1})(\Delta y_{i-1})$ и $(\Delta x_i)(\Delta y_i)$ явно зависимы, так как значения x_i и y_i являются для них общими. Однако, согласно выражению (6), величины Z_{i-1} и Z_i учитывают только знак упомянутых произведений, и если интервал значений время/глубина между последовательными измерениями достаточно большой, то значения Z_{i-1} и Z_i можно считать независимыми. Отсюда следует справедливость этих допущений для любого набора данных, анализируемых этим методом.

Параметр p можно оценить по формуле

$$\hat{p} = R_m/m, \text{ где } R_m = \sum_{i=1}^m Z_i. \quad (7)$$

Статистика \hat{p} представляет собой «точечную» и наилучшую оценку для p . Охарактеризовать точность, с которой оценен неизвестный параметр p , можно с помощью построения (классического) доверительного интервала. В условиях данной модели R_m следует рассматривать как биномиально распределенную случайную величину, и приблизительно $100(1-2\alpha)\%$ -ный доверительный интервал для параметра p будет определен выражением:

$$\frac{\hat{p} + d^2\alpha/2m \pm d\alpha \{ \hat{p}(1-\hat{p})/m + d^2\alpha/4m^2 \}^{1/2}}{1 + d^2\alpha/m}, \quad (8)$$

где d_α — критическое значение, соответствующее уровню $100(\alpha)\%$ -ного стандартного нормального распределения. Например, если $\alpha=0,025$, то 95-процентному доверительному интервалу будет соответствовать $d_{0,025}=1,96$. В качестве иллюстрации для 20 наборов наблюдений, приведенных в табл. 1, $m=19$, а $R_{19}=16$. Подставляя эти значения в выражения (7) и (8), получим точечную оценку $\hat{p}=0,84$ для p , а соответствующий доверительный интервал будет (0,62, 0,94).

В ситуации, когда обе переменные сначала уменьшаются, а затем возрастают, для установления соответствия существуют более точные статистические критерии. Такие же более точные критерии существуют и для случая, когда используется идея порогов, которая предполагает, что ни одно изменение не превосходит порогового значения, если сумма изменений не превосходит заданной величины.

В этой постановке используется только та стратиграфическая информация, которая получается при идентификации соседних пар измерений с целью учета закономерных изменений величин Z_i . Такую задачу можно представить как проверку нулевой гипотезы, заключающейся в том, что вероятность согласованности p остается неизменной во времени при альтернативе, что изменения существуют. Если нулевая гипотеза отвергается, то необходимо установить, где эти изменения проявлены.

Приводимая ниже проверочная процедура, которая проиллюстрирована на примере 20 пар измерений, приведенных в табл. 1, была предложена Петтитом [9]. Значения $\{Z_i (i=1, \dots, 19)\}$ приведены в пятом столбце таблицы. Нетрудно видеть, что из 19 измерений ($n_1=$)16 соответствуют случаям согласованности, а ($n_0=$)3 — несогласованности. Последовательность статистических характеристик $\{\mu_j (j=0, 1, \dots, 19)\}$ определяется следующим образом:

$$\mu_0 = 0; \quad \mu_j = \begin{cases} \mu_{j-1} \pm n_0, & \text{если } Z_j = 1, \\ \mu_{j-1} - n_1, & \text{если } Z_j = 0. \end{cases} \quad (j = 1, \dots, 19). \quad (9)$$

Ясно, что $\mu_{19}=0$, так как на этой стадии число n_0 было прибавлено к сумме n_1 раз, а число n_1 вычиталось n_0 раз. Если в начале последовательности чаще встречаются случаи согласованности, то значения μ_j будут возрастать, достигая максимума, и затем уменьшаться. Если же наоборот, в начале последовательности преобладают случаи несогласованности, то значения μ_j будут уменьшаться, достигая минимума, а затем возрастать. Наибольшее абсолютное значение μ_j (без учета знака) используется в качестве статистического критерия для проверки нулевой гипотезы и указывает наиболее правдоподобное место разделения последовательности. Если значение

$$\mu^* = \max_j |\mu_j| \quad (10)$$

достаточно велико, то нулевую гипотезу, заключающуюся в том, что p не меняется, следует отклонить. Петтит [9] показал, что случайная величина μ^*/n_0n_1 точно совпадает с двухвыборочным критерием $D_{n_0n_1}$ Колмогорова — Смирнова (см. [1]), распределение которого в условиях нулевой гипотезы подробно табулировано. Таблицы критических значений для $n_0, n_1 \leq 25$ приведены в работе Пирсона и Хартли [8], а для более высо-

ких значений n_0 и n_1 вычислены приближенные критические значения [9]. Если $n_0=3$, $n_1=16$, 5-процентное критическое значение μ^* равно 39. Полученное нами максимальное значение, равное 21, позволяет принять нулевую гипотезу об отсутствии изменений биномиального параметра, которую соответственно нельзя отклонить при данном уровне значимости. Таким образом, можно сделать вывод, что имеющиеся данные не позволяют выявить какие-либо изменения в характеристике согласованности между двумя переменными в зависимости от глубины. Следует, однако, отметить, что критерий Колмогорова — Смирнова не обладает достаточной мощностью для выявления малых отклонений от нулевой гипотезы.

Если же в результате применения описанного выше критерия был сделан вывод о том, что изучаемый стратиграфический разрез можно разделить на различающиеся части, в каждой из которых биномиальный параметр остается константой, то для вычисления точечных и интервальных оценок вероятности согласованности в каждой части можно воспользоваться выражениями (7) и (8). Однако такими оценками следует пользоваться очень осторожно, так как одни и те же данные использовались для выявления границ в разрезе и для получения оценок.

КУСОЧНАЯ РЕГРЕССИОННАЯ МОДЕЛЬ

В двух предыдущих разделах были описаны методы сравнения двух стратиграфических переменных. Следует особо подчеркнуть, что наличие сильной корреляции или согласованности нельзя автоматически интерпретировать как причинную зависимость, например что X является причиной изменений Y . Такой вывод нельзя делать по результатам самих измерений, а нужно привлечь внешнюю информацию об этих данных. Предлагаемый в этом разделе метод основан на более формальной модели связи между переменными.

Допустим, что X регистрируется точно, без ошибки измерения. Допустим также, что данное значение x соответствует случайным величинам $X, Y(x)$, причем математическое ожидание последней $E(Y(x))$ можно представить некоторой функцией f от x :

$$E(Y(x)) = f(x). \quad (11)$$

Простым примером этой зависимости может служить уравнение прямой:

$$f(x) = a + bx. \quad (12)$$

В практических приложениях X редко можно измерить точно. Однако если ошибки в определении X малы по сравнению с изменчивостью Y при данном значении X , то отклонения от до-

пущений, лежащих в основе модели, не очень сильно влияют на результаты.

Для имеющегося набора данных $\{x_i, y_i (i=1, \dots, n)\}$ оценки \hat{a} и \hat{b} параметров a и b определяются как точка пересечения с ординатой уравнения прямой (12) и углом ее наклона относительно абсциссы. Эти оценки получаются путем минимизации выражения

$$S(a, b) = \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)^2. \quad (13)$$

Можно показать, что оценки по методу наименьших квадратов будут

$$\hat{b} = S_{xy}/S_{xx} \quad \text{и} \quad \hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}, \quad (14)$$

где S_{xy} и S_{xx} определены выражением (1).

Предсказанное значение Y для заданного значения x определяется формулой

$$\hat{Y}(x) = \hat{a} + \hat{b}x, \quad (15)$$

т. е. линией регрессии Y на X , полученной по методу наименьших квадратов. Формула (15) представляет собой наилучшую оценку для $Y(x)$. Однако, чтобы охарактеризовать надежность этой оценки, нужно ввести некоторые допущения относительно ошибок, связанных с $Y(x)$. Обычно это делается с помощью формул (11) и (12), постулирующих модель:

$$Y(x_i) = a + bx_i - e_i, \quad (16)$$

где $\{e_i (i=1, \dots, n)\}$ — независимые, нормально распределенные случайные величины со средним значением, равным 0, и общей дисперсией, равной σ^2 .

Приняв эти допущения, можно получить доверительный интервал для $Y(x)$ [1].

На рис. 1 приведена линия регрессии Y на X , построенная по методу наименьших квадратов для 81 пары наблюдений, обозначенных $L(1,81)$. Однако данная процедура полностью игнорирует информацию о глубине каждой пары наблюдений. Имеющуюся информацию можно обобщить с помощью построения кусочной линейной регрессионной модели. Набор данных разделяется на подмножества на основании значений глубины, и каждое из этих подмножеств сравнивается со стратиграфически соседними подмножествами. Для каждого подмножества строятся соответствующие линейные уравнения регрессии X на Y , например для интервала глубин от d_1 до d_5 уравнение регрессии примет вид

$$\hat{Y} = \hat{a}_1 + \hat{b}_1x,$$

а для глубин от d_6 до d_{20} :

$$\hat{Y} = \hat{a}_2 + \hat{b}_2 x.$$

На рис. 1 приведены также и линии регрессии, построенные по двум наборам данных. Следует отметить, что результаты предсказаний, основанные на этих линиях, могут значительно отличаться от результатов, полученных из уравнения, построенного по полному набору данных.

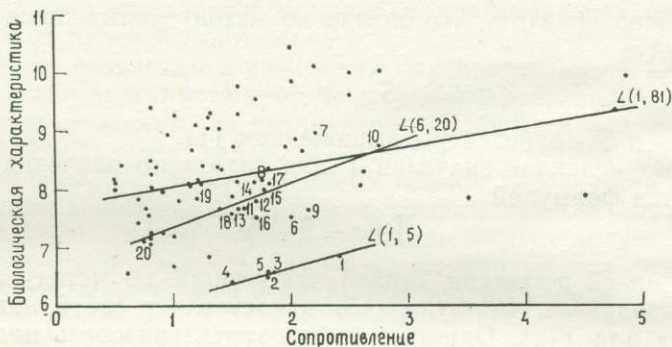


Рис. 1. График зависимости биологической характеристики от сопротивления для 81 уровня стратиграфического разреза. Первые 20 точек пронумерованы в стратиграфическом порядке. Приведены также линии регрессии, построенные по методу наименьших квадратов для двух подмножеств данных: $L(i, j)$ соответствует линиям регрессии, построенным по точкам от i до j включительно.

Модели кусочной регрессии представляли собой задачу многолетних исследований Куондта [10]. В некоторых приложениях переменная X использовалась также для определения состава подмножеств, соответствующих каждой построенной линии регрессии. Так, например, в эконометрике такие модели применялись для описания поведения переменной Y в зависимости от времени X .

Состав подмножеств можно определить с помощью обозначений, определяющих границы этих подмножеств. Так, например, g подмножеств можно охарактеризовать с помощью $g-1$ обозначений m_1, \dots, m_{g-1} , указывающих, что подмножества представляют собой пронумерованные наблюдения от 1 до m_1 ; от m_1+1 до m_2 ; от m_2+1 до m_3 ; ... от $m_{g-1}+1$ до n соответственно. В данном случае удобно также обозначить $m_0=0$ и $m_g=n$.

Если структура ошибок для Y определяется выражением (16), то данные можно разделить на подмножества следующим

способом. Для каждого заданного значения g находится такой вариант разделения, который минимизирует

$$S_g(a_1, \dots, a_g; b_1, \dots, b_g) = \sum_{j=1}^g \sum_{i=m_{j-1}+1}^{m_j} (y_i - a_j - b_j x_i)^2. \quad (17)$$

Алгоритм последовательного программирования для соответствующего деления набора наблюдений описан Хокинсом [3]. Оценки \hat{a}_j и \hat{b}_j , полученные по методу наименьших квадратов, соответствуют j -му подмножеству наблюдений и вычисляются по формуле, аналогичной формуле (14). В рамках данной схемы возможно создание и более изощренных моделей для построения функции регрессии $f_j(x)$ j -го подмножества наблюдений, если имеющиеся данные требуют этого.

В этой процедуре находится оптимальный вариант (в смысле выражения (17)) кусочной регрессии g подмножеств для каждого конкретного значения g , но эта процедура не обеспечивает решающего правила для выбора конкретного значения g . Однако существуют адекватные модели, характеризующиеся экономическим применением их параметров. Следует отметить, что точных статистических критериев для выбора g не существует, так как одни и те же данные нельзя использовать и для выбора подмножеств, и для проверки стандартных статистических гипотез на тех же подмножествах. Тем не менее Кундтом [10] и Мак-Ги и Карлетоном [7] были разработаны приближенные критерии для исследования значений g . При этом может оказать существенную помощь совместное изучение графика и дополнительной стратиграфической информации.

Линии регрессии для точек 1—5 и 6—20, приведенные на рис. 1, являются оценками оптимального разделения 20 наборов наблюдений на два подмножества. Оптимальное разделение на три подмножества включает следующие точки: (1—5), (6, 7) и (8—20), но оно не рассматривается как соответствующее подлинным изменениям модели.

Если построена кусочная регрессионная модель, можно оценить Y при заданных значениях x и d ; в данном случае значение d относится только к конкретному подмножеству. По данным внутри одного подмножества также можно приближенно охарактеризовать надежность полученной оценки для Y , что делается способом, аналогичным описанному Кэмпбеллом [1] (хотя исходное множество данных применяется с целью получения оценки для σ^2 в выражении (16)). Однако такой результат только увеличит надежность, так как в нем учитывается тот факт, что одни и те же данные применяются для определения подмножеств.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В данной статье описаны три метода анализа, позволяющие измерять и моделировать зависимости между стратиграфическими переменными. Особое внимание следует уделить допущениям, относящимся к данным, используемым каждым из методов. Прежде чем применять конкретный метод анализа, следует убедиться, что принятые допущения удовлетворяют имеющимся данным.

Благодарность. Я весьма благодарен профессору Р. А. Рейменту за обсуждение данной работы и связанную с ней переписку, а также за те данные, которые он предоставил мне для иллюстрации методов.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Campbell R. C.*, 1974. *Statistics for Biologists*, Second edition, Cambridge University Press, London, 385 pp.
2. *Fisher R. A.*, 1941. *Statistical Methods for Research Workers*, Eighth edition, Oliver and Boyd, Edinburgh, 344 pp.
3. *Hawkins D. M.*, 1976. Point estimation of the parameters of piecewise regression models, *Appl. Statistics* 25(1), 51—57.
4. *Johnson N. S.*, 1979. Nonnull properties of Kendall's partial rank correlation coefficient, *Biometrika*, 66(2), 333—337.
5. *Kendall M. G.*, 1970. *Rank Correlation Methods*, Fourth edition, Griffin, London, 202 pp.
6. *Kendall M. G., Stuart A.*, 1973. *The Advances Theory of Statistics*, vol. 2, Third edition, Griffin, London, 723 pp.
7. *McGee V. E., Carleton W. T.*, 1970. Piecewise regression, *Jour. Amer. Stat. Assoc.*, 65(331), 1109—1124.
8. *Pearson E. S., Hartley H. O.*, 1976. *Biometrika Tables for Statisticians*, vol. II, Biometrika Trust, London, 385 pp.
9. *Pettitt A. N.*, 1979. A non-parametric approach to the change-point problem, *Appl. Statistics*, 28(2), 126—135.
10. *Quandt R. E.*, 1958. The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate régimes, *Jour. Amer. Stat. Assoc.*, 53(284), 873—880.

ПРИМЕНЕНИЕ АНАЛИЗА СООТВЕТСТВИЯ ДЛЯ ВЫЯВЛЕНИЯ
ПАЛЕОЭКОЛОГИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ ОСАДОЧНЫХ ФАЦИЙ
ФРАНЦУЗСКИХ УГОЛЬНЫХ БАССЕЙНОВ ВЕСТФАЛЬСКОГО
И СТЕФАНСКОГО ВОЗРАСТА

Изабелла Кожан, Газель Бремнье-Тейль

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Задача данного исследования заключалась в оценке эффективности анализа соответствия при выявлении палинологических и фаунистических ассоциаций в литологических последовательностях некоторых угольных бассейнов Франции (Северный Па-де-Кале, Севенны, Деказ-

Isabelle Cojan, Hazel Bremner-Teil. Ecole des Mines de Paris, Fontainebleau, France.

виль, Юра) и в получении представления об их осадочных фациях. Палеонтологические данные, полученные из керна скважин (разделенного на части по 25 см мощности), были закодированы, введены в ЭВМ и проанализированы с помощью анализа соответствия. При этом для каждого угольного бассейна потребовалось несколько вариантов счета в связи с заменой некоторых переменных факторного пространства дополнительными элементами. Для изучения изменчивости палинологических ассоциаций в вертикальном направлении пробы были разбиты на группы, различные по мощности.

Палинологические ассоциации выявлялись на основе единицы мощностью 25 см. Однако по пыльце многолетних растений было показано, что существуют слои мощностью от метра до десятка метров, свидетельствующие, что палинологические ассоциации можно рассматривать как последовательности, амплитуды которых сравнимы с амплитудами осадков. И флора, и осадки подвергались вертикальной и латеральной эволюции, которую можно интерпретировать как отклонения или как конкретную локализацию определенных видов. Выявленные зависимости позволяют определить в пределах угольного бассейна осадочные области, связанные с угленосным материалом.

ВВЕДЕНИЕ

Задача этой статьи — представить результаты первых исследований по применению анализа соответствия в количественной стратиграфии. По нашим сведениям этот статистический метод [2] еще не использовался в данной области, хотя он применялся к другим видам геологических данных [6, 10, 11]. Более того, этот метод широко применялся во Франции для анализа больших массивов данных, получаемых при опросах, голосовании, археологических раскопках и психологических экспериментах. Мы хотим оценить применимость и эффективность этого метода при интерпретации палеонтологических данных при решении задач корреляции.

Данные были получены из керна скважин угольных бассейнов Франции (Северный Па-де-Кале, Севенны, Деказвиль и Юра, рис. 1) и изучены с помощью анализа соответствия. В связи с недостатком времени удалось изучить только палеонтологические данные. Следовательно, если результаты окажутся удовлетворительными, можно будет ввести в файлы на ЭВМ литологические данные, а также использовать их при последующей корреляции. На этой стадии между литологией и палеонтологией была проведена качественная параллель.

Угольный бассейн Северный Па-де-Кале в Вестфалии (позднекаменноугольный возраст) эксплуатируется с девятнадцатого столетия. Мы располагали керном 12 скважин, каждая из которых содержала палеонтологическую и литологическую информацию, привязанную к глубине. Общая мощность изучаемых вестфальских слоев, начиная от поверхности, составляет 700 м. Для того чтобы определить основное направление нашего исследования, две скважины были изучены детально. В кернах из этих скважин было сделано приблизительно 800 опреде-

лений флоры, которые были привязаны к конкретным уровням. Визуальное исследование данных показало, что анализ можно проводить с точностью до вида. Это весьма важно в связи с тем, что в палеонтологических исследованиях нередко используется информация на уровне родов и семейств, а это иногда

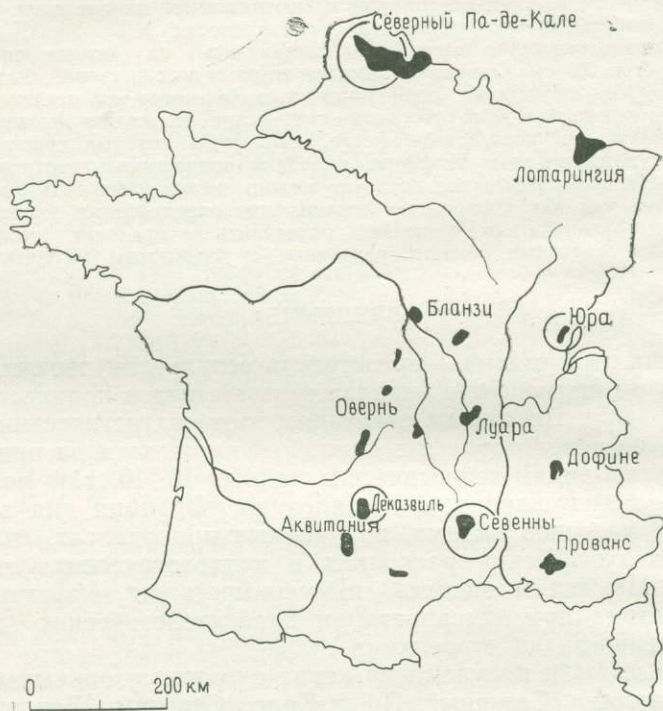


Рис. 1. Главные угольные бассейны Франции (изученные угольные бассейны обведены кружками).

маскирует поведение различных видов внутри рода, обусловленное фациальной обстановкой. Однако ассоциации флоры, установленные в двух упомянутых скважинах, нельзя рассматривать как представительные для всего бассейна. Поэтому потребовалось исследование других скважин, что привело к созданию большого массива данных, статистическая обработка которого потребовала автоматизации.

Анализ соответствия был выбран в связи с тем, что он помогает выявить зависимость между флорой и фауной и, кроме того, он уже зарекомендовал себя как эффективный и устойчивый метод [11]. Более того, интерпретация результатов становится более четкой за счет применения абсолютных и отно-

сительных вкладов, вычисляемых для каждой изучаемой переменной. Одно из преимуществ анализа соответствия заключается в том, что пробы и переменные можно представить совместно на одном и том же множестве факторных осей. В данном исследовании пробы на графики не наносились из-за их многочисленности. В дальнейшем можно будет получить конкретные группы проб и, используя их положение на факторных осях (факторные нагрузки), нанести на график эллипсы, характеризующие распределение этих проб в факторном пространстве [8]. Данный метод может оказаться полезным, например, при группировке проб, принадлежащих одной скважине или занимающих некоторый определенный стратиграфический интервал.

Систематический анализ палеонтологических данных из бассейна Северный Па-де-Кале не предназначался для выявления ассоциаций флоры и фауны. Однако ассоциации, установленные в результате нашего исследования в этом бассейне, сравнивались с ассоциациями трех других угольных бассейнов (Северны, Деказвиль и Юра) стефанского возраста. Геология этих бассейнов будет кратко изложена при описании данных, используемых для статистического анализа, а также представления метода и полученных результатов.

ОПИСАНИЕ УГОЛЬНЫХ БАССЕЙНОВ

Различные типы угольных бассейнов были выбраны для того, чтобы определить, устанавливаются ли ассоциации флоры для всех типов бассейнов, и затем изучить расхождения между осадконакоплением и распределением ассоциаций. Были изучены четыре угольных бассейна карбона: Северный Па-де-Кале (лимнические угли вестфальского возраста), а также Северны, Деказвиль и Юра (паралические угли стефанского возраста). Для обеспечения возможности сравнения данные из скважин нуждались в согласованном палеонтологическом описании, кроме того, они должны были относиться к одной и той же стратиграфической зоне.

В бассейне Северный Па-де-Кале осадочные породы богаты флорой (опробование велось через каждые 2 м), и это дало возможность изучить вертикальное распределение флоры. Этот бассейн слишком широкий, чтобы 12 скважин могли охарактеризовать различные фации. Он соответствует центральной части бассейна, протягивающегося из Великобритании в Бельгию. Наоборот, три бассейна стефанского возраста, каждый из которых занимает площадь около 400 км², характеризуются значительной изменчивостью осадочных образований. Скважины в бассейнах Северны и Деказвиль были пробурены за период с 1950 по 1970 г. горными кампаниями, Геологической службой

Франции и французскими угольными предприятиями. В бассейне Юра были пройдены только разведочные скважины.

Палеонтологические данные, полученные из этих скважин, предназначены для установления стратиграфических единиц, а не для изучения распределения флоры и фауны и их интерпретации. Литологическая корреляция устанавливалась путем прямого анализа результатов каротажа скважин или по наблюдениям осадочных пород в течение эксплуатации.

ДАННЫЕ

Предварительное изучение каротажных диаграмм двух скважин из Северного Па-де-Кале показало, что палеонтологические данные следует рассматривать в связи с конкретным стратиграфическим уровнем. Фауна менее обильна и изменчива (15 видов) по сравнению с флорой, которая насчитывает около 200 различных видов. В процессе исследований учитывалась только распространенность, так как диаметр скважин не позволял определять количественные характеристики видов (например, размер листа и степень его сохранности). Проведение анализа не требовало каких-либо априорных палеонтологических знаний, так как статистические методы применялись к уже выделенным ассоциациям.

Каждая скважина была разделена на интервалы в 25 см, и для каждой такой единицы были собраны данные непосредственно по палеонтологии, тектонике и стратиграфии. Выбор длины интервала основан на нескольких критериях. Он должен соответствовать определению фаций, чтобы можно было фиксировать тонкие литологические слои (например, угольные прослойки и слои тонштейна), что позволило бы достаточно детально изучить распределение флоры и фауны и получить информацию, образующую не очень громоздкие файлы. Увеличение единицы мощности может привести к искусственным группам флоры и фауны, в результате чего появятся неудовлетворительные ассоциации. Однако последовательный анализ флоры показал, что элементарную единицу можно увеличить без потери информации (описано позднее), но это может повлиять на результаты введения в файл литологических данных.

Кодирование и обработка палеонтологических и тектонических данных описаны в приложении 1. Однако необходимо отметить, что названия флоры и фауны записаны в четырехзначном мнемоническом коде, в котором две первые характеристики обозначают род, а две последние — вид. Полный перечень кодов для каждого рода и вида приведен в приложении 2, а пример ввода данных в ЭВМ с листа — в табл. 1.

В процессе обработки число появлений каждого вида подсчитывалось и записывалось в исходном файле. Крайне редкие

виды группировались под родовым названием, для того чтобы избежать потери их информационной полноты (значение, усекающее распределение частот, было выбрано равным 1%). Этот искусственный файл, полученный из исходного файла, использовался в последующих статистических исследованиях, причем данные располагались в удобной для обработки форме. При

Т а б л и ц а 1. Часть распечатки на ЭВМ по скважине. (С — код бассейна, АЗ—идентификатор скважины, 51270 — высота устья скважины в см, VIDE0019, ZOFA0018, РЕПК ... — дескрипторы проб, —, F, T — обозначения данных в пробе, S5 — стратиграфия, 05 — ранг отрезка 125 м в скважине (от устья), BE231 — ранг пробы в скважине)

C AZ51270DMGA	FS5	BC469
C AZ51270VIDE0003	S5	BC470
C AZ51270CACISMOB	FS5	BC473
C AZ51270VIDE0027	S5	BC474
C AZ51270VIDE0016	S5	05BD001
C AZ51270PEARANSH	FS5	BD017
C AZ51270VIDE0005	S5	BD018
C AZ51270COLIPEAR	FS5	BD023
C AZ51270VIDE0001	S5	BD024
C AZ51270COLIPEAR	FS5	BD025
C AZ51270VIDE0031	S5	BD026
C AZ51270COSP KSSP	FS5	BD057
C AZ51270VIDE0083	S5	BD058
C AZ51270ANST	FS5	BD141
C AZ51270VIDE0007	S5	BD142
C AZ51270CASPSISP	FS5	BD149
C AZ51270VIDE0003	S5	BD150
C AZ51270COLI	FS5	BD153
C AZ51270VIDE0019	S5	BD154
C AZ51270SISPPEARCOSP	FS5	BD173
C AZ51270VIDE0019	S5	BD174
C AZ51270CASP	FS5	BD193
C AZ51270VIDE0003	S5	BD194
C AZ51270KSSP	FS5	BD197
C AZ51270VIDE0003	S5	BD198
C AZ51270ODOBCYSP	FS5	BD201
C AZ51270VIDE0299	S5	BD202
C AZ51270VIDE0011	S5	06BE001
C AZ51270ZOFA0046	TS5	BE012
C AZ51270VIDE0036	S5	BE058
C AZ51270ZOFA0025	TS5	BE094
C AZ51270VIDE0055	S5	BE119
C AZ51270PEHECOSP	FS5	BE174
C AZ51270VIDE0009	S5	BE175
C AZ51270CACI	FS5	BE184
C AZ51270VIDE0003	S5	BE185
C AZ51270CACIPELEPEHECOSPPEDEANSTANSH	FS5	BE188
C AZ51270VIDE0003	S5	BE189
C AZ51270PEHE	FS5	BE192
C AZ51270VIDE0003	S5	BE193
C AZ51270CACIPEPK	FS5	BE196
C AZ51270VIDE0003	S5	BE197
C AZ51270SMSP	FS5	BE200
C AZ51270VIDE0019	S5	BE201
C AZ51270PEPKSISP	FS5	BE220
C AZ51270VIDE0010	S5	BE221
C AZ51270VIDE0001	S0	BE231
C AZ51270VIDE0001	S0	BE231

Т а б л и ц а 2. Анализ соответствия — пример распечатки на ЭВМ

Название переменной	Ранг оси 1	Число проявлений переменной	Собственное значение 0.4389081		Процент инерции 3.168 : 3.168		
			Расстояние переменной от центра тяжести факторного пространства	Факторная нагрузка	Вклады		
					Абсолютный	Относительный	Кумулятивный
ALSP		114.000	15.0791	0.5100	1.032	1.725	1.725
ALCR		36.000	49.5343	-0.0010	-0.000	-0.000	0.000
ALDE		64.000	28.2164	0.8578	1.638	2.608	2.608
ALSE		148.000	10.4445	-0.3042	-0.476	-0.886	0.886
ANSH		84.000	20.5492	0.0279	0.002	0.004	0.004
ANST		212.000	8.6089	0.2683	0.531	0.836	0.836
ASEQ		44.000	45.1748	-0.8870	-1.204	-1.741	1.741
ASLY		110.000	17.8782	0.9358	3.351	4.898	4.898
BOSP		71.000	33.9885	-0.9053	-2.024	-2.411	2.411
CASP		523.000	3.5782	-0.4797	-4.187	-6.432	6.432
CAUN		84.000	23.5853	0.4734	0.655	0.950	0.950
COSP		418.000	5.0811	-0.7828	-8.909	-12.059	12.059
CRSP		36.000	48.7523	0.7296	0.667	1.092	1.092
CSWA		36.000	66.1121	0.8750	0.959	1.158	1.158
CYSP		92.000	17.6416	0.4844	0.751	1.330	1.330
DIFU		32.000	73.5546	1.4562	2.360	2.883	2.883
DINE		40.000	40.6606	-0.4559	-0.289	-0.511	0.511
DIST		65.000	27.1526	-0.3301	-0.246	-0.401	0.401
LIMU		61.000	36.2006	1.0670	2.416	3.145	3.145
LISU		318.000	6.8074	-0.7921	-6.940	-9.217	9.217
LPLA		118.000	14.0032	0.1706	0.120	0.208	0.208
MASP		159.000	11.0695	0.7428	3.051	4.984	4.984
MALA		98.000	16.1915	0.4002	0.546	0.989	0.989
MASA		127.000	12.0779	0.3267	0.471	0.884	0.884
NESP		147.000	15.9834	0.8453	3.654	4.471	4.471
NEFL		390.000	4.3037	0.3932	2.097	3.592	3.592
NEOB		168.000	10.4163	0.4798	1.345	2.210	2.210
NEPG		66.000	37.0030	2.1869	10.980	12.925	12.925
NERA		87.000	18.0564	0.0698	0.015	0.027	0.027
NETE		181.000	10.0653	0.0555	0.019	0.031	0.031
PESP		79.000	23.8144	-0.6598	-1.196	-1.828	1.828
PEAB		37.000	48.1478	0.1635	0.034	0.056	0.056
PEMI		27.000	67.6561	-1.0123	-0.962	-1.515	1.515
PEPD		46.000	32.3623	-0.3407	-0.186	-0.359	0.359
PICO		82.000	19.6766	0.4285	0.524	0.933	0.933
RDSU		24.000	56.6974	0.5034	0.212	0.447	0.447
SGSP		383.000	5.2357	0.0583	0.045	0.065	0.065
SISP		65.000	31.2678	-0.4755	-0.511	-0.723	0.723
SMSP		113.000	18.0443	0.0434	0.007	0.010	0.010
SMCU		218.000	7.4531	0.0517	0.020	0.036	0.036
SMMA		134.000	10.3618	0.0381	0.007	0.014	0.014
SMMY		39.000	54.0191	0.8102	0.891	1.215	1.215
SMSA		222.000	6.8174	0.4259	1.401	2.660	2.660
SSSP		212.000	8.1661	0.0389	0.011	0.019	0.019
SSNE		147.000	11.6256	0.5497	1.545	2.600	2.600
SSNU		30.000	56.4254	0.8086	0.682	1.159	1.159
SSSR		216.000	8.5292	0.3255	0.796	1.242	1.242
STSP		284.000	8.5665	-1.7149	-29.052	-34.330	34.330
TSSP		63.000	30.1415	-0.6694	-0.982	-1.487	1.487

сутствие флоры или фауны обозначалось «1» в столбце, соответствующем рангу нужного кода, а отсутствие флоры и фауны — «0». Представленная в терминах математической логики таблица k_{ij} состоит из значений булевой алгебры $k(i, j) = 1$, что означает наличие флоры или фауны с номером j в пробе с номером i , и $k(i, j) = 0$ в случае отсутствия. Такая таблица называется «простой» [8], и обычно считается, что присутствие несет больше информации, чем отсутствие, так как если зафиксировано отсутствие, то это может быть или действительно отсутствие, или пропуск в данной скважине. Более того, наличие редких видов и видов, присутствующих в изоляции, обозначается одинаково («1»). Однако вероятность встретить редкий вид меньше, чем вероятность встретить вид, часто наблюдаемый, и Бузаш [4] показал, что данные, представленные в виде присутствия — отсутствия дают результаты, сходные с получаемыми по чисто случайным данным. Обработка случайных данных очень важна для информации об обильности, так как случайные отклонения могут маскировать возможные ассоциации с менее обильными видами и привести к искажению факторов в процессе анализа соответствия.

ПРИМЕНЕНИЕ АНАЛИЗА СООТВЕТСТВИЯ

Математическое описание анализа соответствия можно найти в работе Бензекри [2], а разнообразные приложения этого метода приведены в работе Бастина и др. [1]. Используемые в данном исследовании программы для ЭВМ были составлены Борде [3].

После составления таблицы данных k_{ij} и проведения исходного анализа соответствия создается впечатление, что флора и фауна искажают факторные оси (за счет отдаления от центра тяжести факторного пространства), и поэтому вводятся дополнительные элементы, которые не применяются для вычисления факторных осей, а проецируются на новые факторные оси. При этом требуется проведение нескольких вариантов счета на ЭВМ для определения осей, которые характеризуются относительно однородным и интерпретируемым распределением точечных данных.

В каждом таком варианте счета учитывалось шесть факторов, так как их накопленная суммарная инертность составляет 25%, а различие между инертностями каждой пары факторов весьма мало (0,5%). Первый фактор в среднем характеризовался приблизительно 4—5% инертности. Такие значения могут показаться весьма малыми, но, учитывая, что рассматривается массив данных (70 видов для бассейна Севенны, в среднем 5 видов на пробу), а также тот факт, что анализируемая таб-

лица содержит значения булевой алгебры, факторы являются значимыми и интерпретируемыми.

Рассматривалось также распределение видов по каждому фактору, при этом использовались относительные и абсолютные веса, вычисленные для каждого вида (см. приложение 1, где объясняются эти понятия). Те ассоциации флоры, которые оставались на упомянутых осях стабильными, рассматривались как значимые. Для различных комбинаций осей были построены соответствующие графики, но в данной статье приведены только графики для осей 1 и 2, а также для 3 и 4. Эти графики дают главным образом визуальную информацию, требующую соответствующей интерпретации. Визуальное изучение графиков позволяет выделить пространственно сходные точки, которые следует рассматривать как коррелируемые (сходные осадочные фации). Однако не следует забывать, что эти точки в действительности являются двумерными проекциями многомерного пространства и что две близкие точки на одном графике могут быть удаленными в другой проекции.

Соответствующую таблицу, полученную в результате такого анализа (таблица, содержащая значения факторных нагрузок для флоры), можно последовательно проанализировать с помощью методов автоматической классификации, например таких, как восходящая и иерархическая классификация, с целью получения кластеров, обоснованность и надежность которых можно проверить с помощью существующих программ для ЭВМ [8].

РЕЗУЛЬТАТЫ

Детальное описание полученных результатов можно найти в работе Кожан [5]. В данной же статье приведены только самые важные результаты, а также проведено их сравнение и сделаны выводы, касающиеся корреляции с литологией.

а. Северный Па-де-Кале. Первоначальный счет на ЭВМ по программе, реализующей анализ соответствия, показал, что фауна (см. пояснения к рис. 2, *а*) статистически существенно отличается от флоры. На графике факторных осей 1 и 2 визуально видно, что первая ось соответствует фауне, тогда как флора распределена по второй оси. В связи с этим фауна рассматривается как дополнительный элемент. На новом графике определенная флора (*Licorodiales*) отличается от главной группы флоры на второй оси (рис. 2, *б*). Сравнение двух графиков, представленных на рис. 2, *а* и *б*, показало, что эти виды занимают промежуточное положение между фауной и флорой. Кроме того, наличие видовой внутренней структуры предполагает, что растения развивались в условиях маршей. Следовательно-

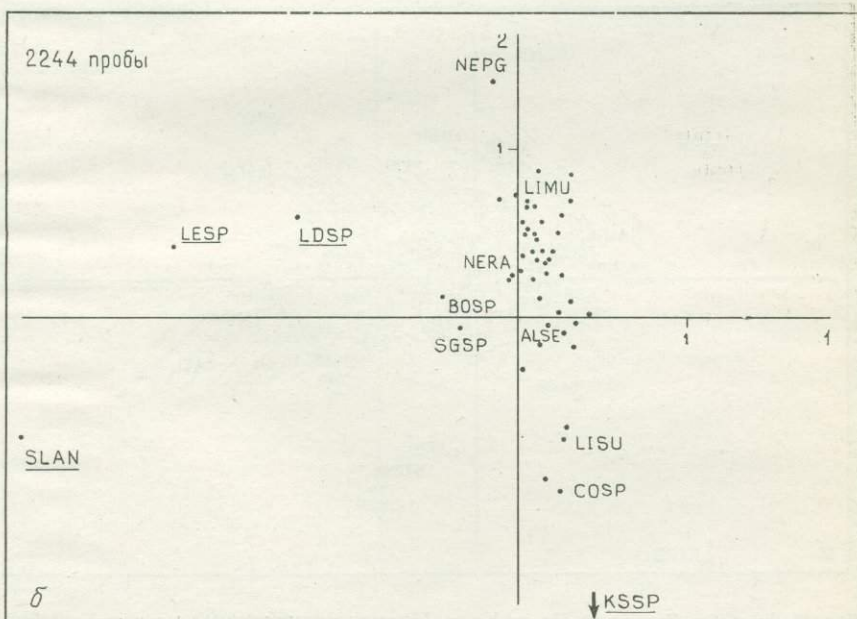
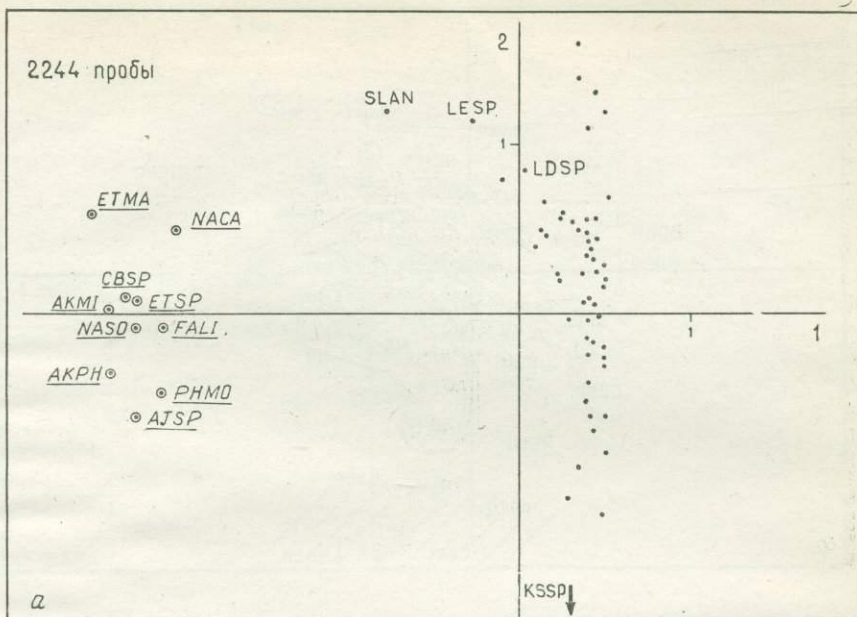


Рис. 2. Бассейн Северный Па-де-Кале. Проекция переменных на оси 1—2. а — фауна и флора; б — флора. Флора обозначена точками, фауна — точками в кружках, *ETMA* — переменная, представляющая дополнительный элемент в последующем анализе.

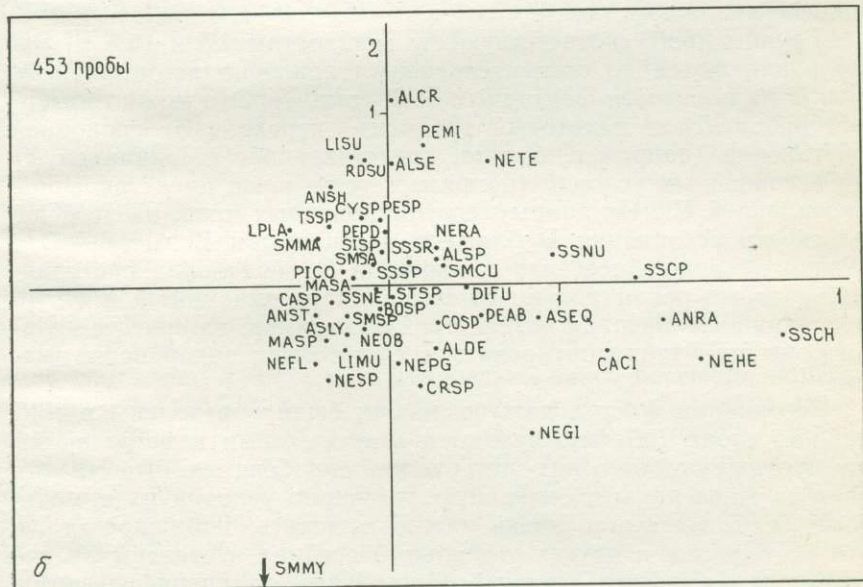
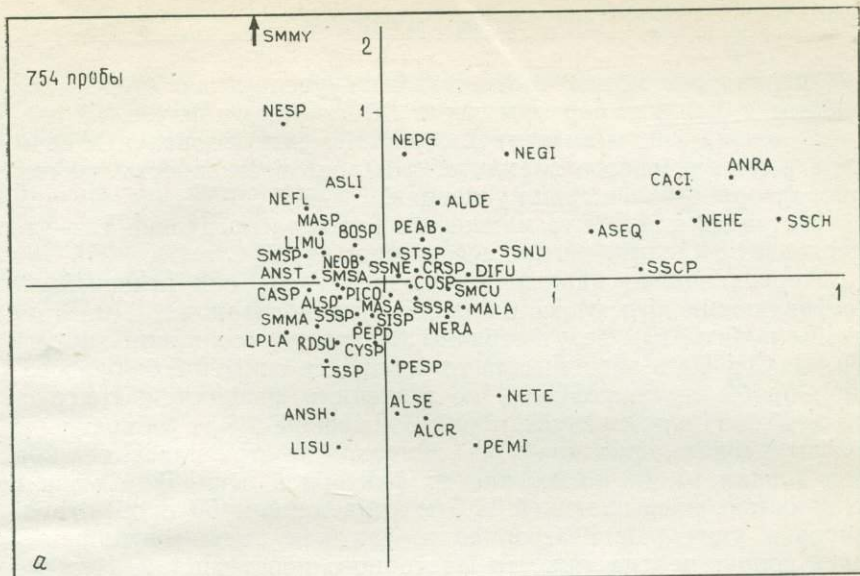


Рис. 4. Бассейн Северный Па-де-Кале. Проекция переменных на оси 1—2. Влияние на ассоциации группировки проб. а — элементарная проба 6,25 м; б — элементарная проба 12,50 м.

но, первая ось может соответствовать увеличению степени гумидности, начиная с флоры, через *Licopodiales* к фауне.

В последующем анализе *Licopodiales* использовался в качестве дополнительного элемента, что дает возможность изучать рост флоры в более сухих условиях.

На рис. 3 видно, что множество точек распределено так, что позволяет выделить четыре ассоциации (А, В, С и D).

Первоначально данные анализировались как независимые составляющие без учета их положения в скважине. Для того чтобы понять, как ведут себя выделенные ассоциации флоры (А, В, С и D) в зависимости от мощности осадочных образований, пробы группировались по значениям мощностей. На группе проб, соответствующих мощности меньше 2,5 м (объединены 10 последовательных проб), группировка не отразилась, так как они заняли то же положение на факторной оси. В группе с мощностью, превышающей 12,5 м (объединены 50 проб), группировка уничтожила ассоциации, так как виды сгруппировались вокруг центра тяжести факторного пространства. Необходимо подчеркнуть, что таблица данных содержит значения булевой алгебры, а распространенность флоры для групп проб не подсчитывалась.

Группы проб, соответствующие мощностям 2,5 и 12,5 м, мало различаются по относительному положению ассоциаций А, В и С на плоскости факторных осей (рис. 4). Это можно интерпретировать как некоторый градиент перехода от спокойной обстановки (например, болото, представленное ассоциацией А) до беспокойных условий (например, устье реки, представленное ассоциацией С). По данным сгруппированных проб, на этой же плоскости ассоциация D ближе к ассоциациям В и С. Это можно объяснить тем, что ассоциация D образована растениями, которые росли далеко от растений ассоциаций В и С, но под влиянием внешних воздействий (например, изменения уровня воды или транспортировки) все они были захоронены вместе.

Ассоциации флоры, даже если они были определены в тончайших слоях (25 см), являются многолетними и встречаются на протяжении больших интервалов опробования, что указывает на медленную и спокойную эволюцию условий их существования. Естественно, очень важно выяснить, наблюдается ли это постоянство в других угольных бассейнах и связаны ли ассоциации бассейна Северный Па-де-Кале со специфическими условиями осадконакопления. Для получения ответа на эти вопросы после статистического анализа было проведено сравнение этого бассейна с тремя угольными бассейнами стефанского возраста.

б. Угольные бассейны стефанского возраста. При одной и той же мощности осадочных пород число проб, изученных в

этих бассейнах, составляет приблизительно половину от числа проб, изученных в бассейне Северный Па-де-Кале. Это можно объяснить значительной распространенностью в стефанских отложениях грубозернистых осадочных пород, которые неблагоприятны для сохранности элементов флоры во время осадкообразования. Из 25 скважин бассейна Севенны было взято 1350 проб, из 24 скважин бассейна Деказвиль — 1950 и из 19 скважин бассейна Юра — 860 проб.

Сравнивая распространенность флоры в этих трех бассейнах, нетрудно видеть, что кумулятивные частоты показателя распространенности в Деказвиле выше, чем в Севеннах или в Юре, а среднее число видов на пробу снижается от 5—4 до 3 соответственно. Высокие процентные содержания флоры в Деказвиле необязательно должны соответствовать наиболее часто встречающимся в этих трех бассейнах видам.

Каждый угольный бассейн анализировался тем же методом, что и предыдущий, и с теми же самыми целями.

1. *Бассейн Севенны.* Палеогеографическую обстановку бассейна Севенны можно сравнить с затопляемой равниной. Скважинами была изучена только часть бассейна и более поздняя тектоника [7]. В результате первоначального применения анализа соответствия была выявлена необычная флора, которая использовалась в качестве дополнительного элемента в последующем анализе. Были выявлены две главные ассоциации (1 и 2 на рис. 5), на которые влияют интервалы опробования, превышающие 25 м (100 проб). При графическом представлении (рис. 6) группа флоры в ассоциации 1 оказалась более компактной, чем на рис. 5, тогда как часть флоры ассоциации 2 отделилась.

Эти эволюционные изменения можно объяснить тем, что растения ассоциации 2 были больше перемешаны до их захоронения водными течениями, чем растения ассоциации 1.

2. *Бассейн Деказвиль.* Как и в бассейне Севенны, в Деказвиле скважинами была вскрыта только часть бассейна, описываемая как грабен, который был активным в течение осадконакопления [12]. Анализ флоры и наглядное представление результатов позволили выявить многовидовую ассоциацию 3 с некоторыми изолированными составляющими, изображенными на рис. 7. Влияние опробования сказывается на осадочных толщах, превышающих по мощности 12,5-метровый интервал (рис. 8), тогда как ассоциация 3 является постоянной и периферические составляющие приближаются к центральной группе. Однако стабильность ассоциаций, соответствующих большим мощностям осадков, доказывает постоянство условий осадконакопления.

3. *Бассейн Юра.* В связи с тем, что число проб, взятых в этом бассейне, было сравнительно невелико, группирование их,

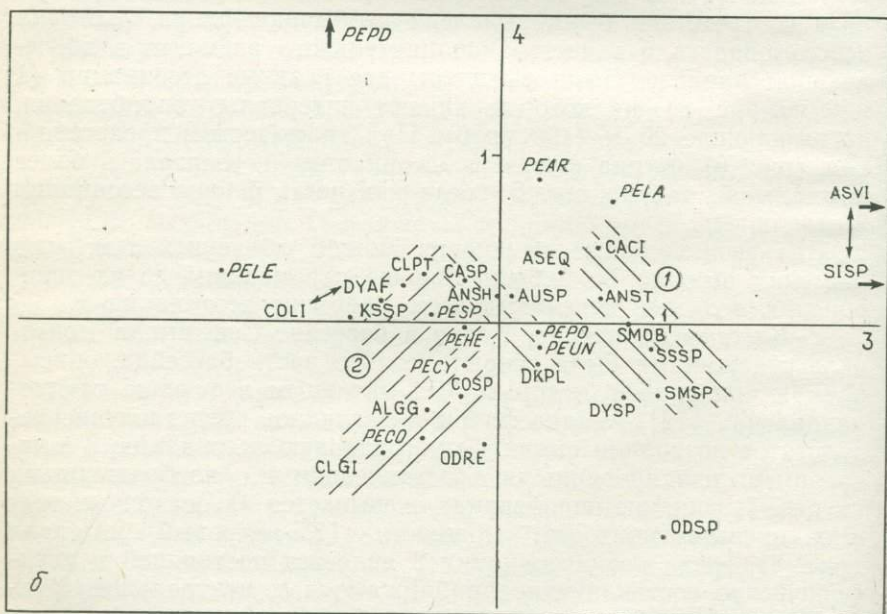
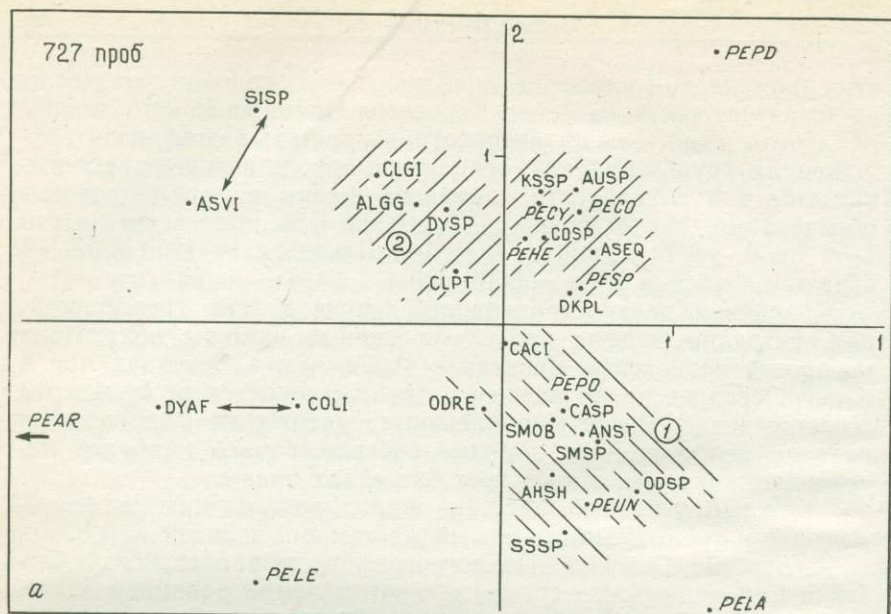


Рис. 5. Угольный бассейн Северны. Проекция переменных на оси 1—2 (а) и 3—4 (б), иллюстрирующая ассоциации флоры 1 и 2 (цифры в кружках).

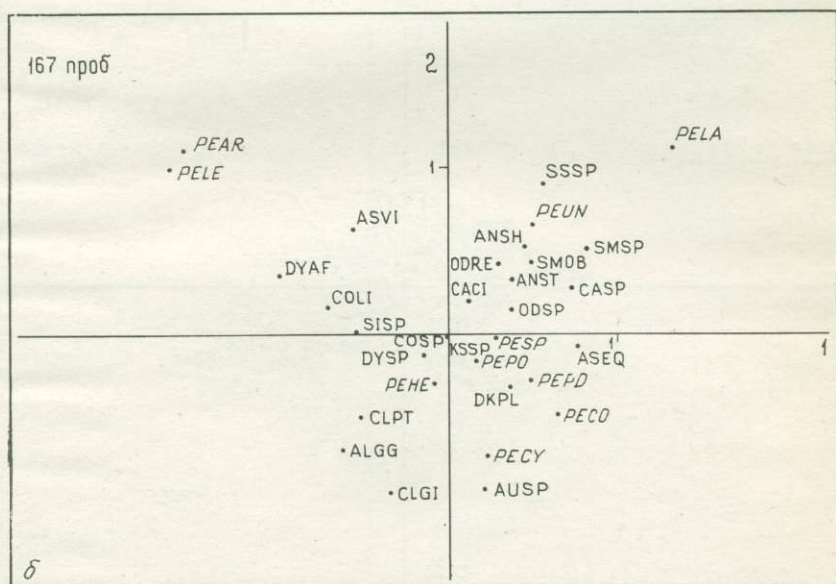
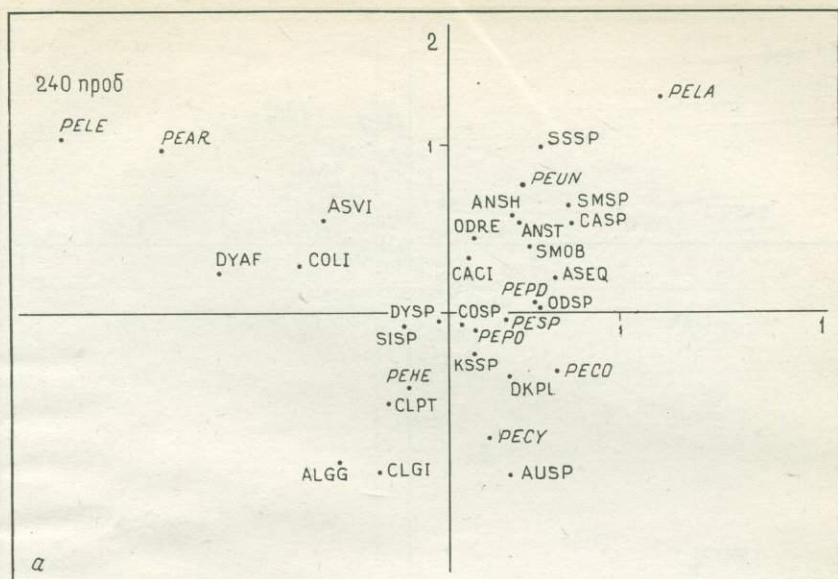


Рис. 6. Угольный бассейн Северны. Проекция переменных на оси 1—2. Влияние группировки проб на ассоциации. *a* — элементарная проба 25 м; *б* — элементарная проба 50 м.

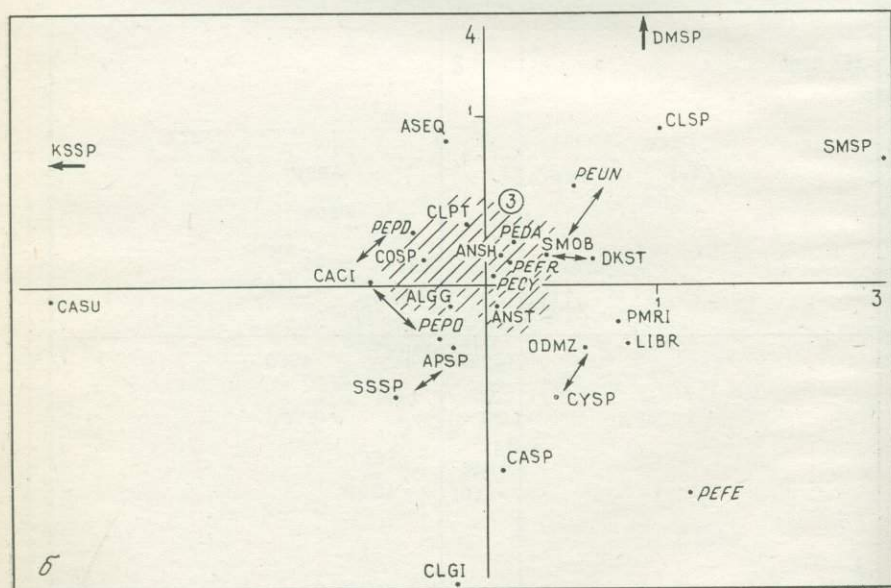
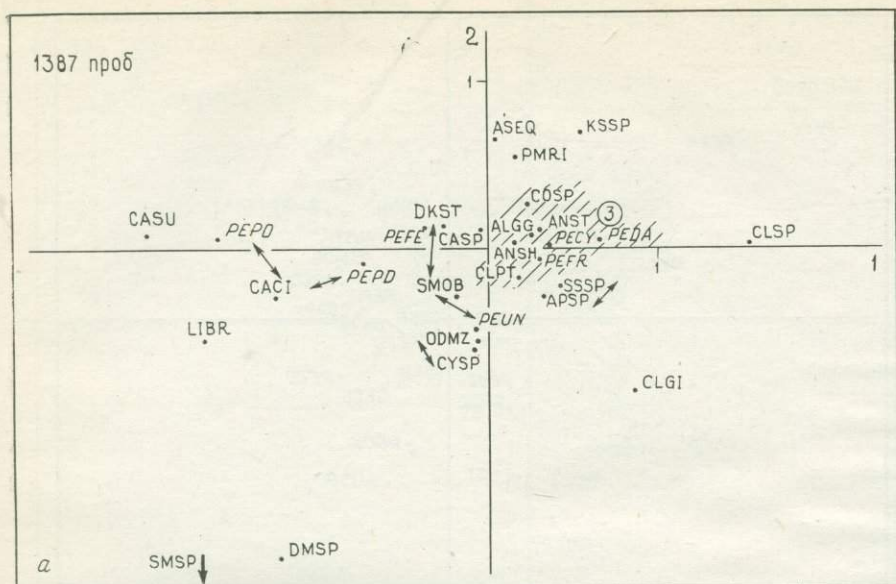


Рис. 7. Угольный бассейн Деказвиль. Проекция переменных на оси 1—2 (а) и 3—4 (б), иллюстрирующая ассоциации флоры.

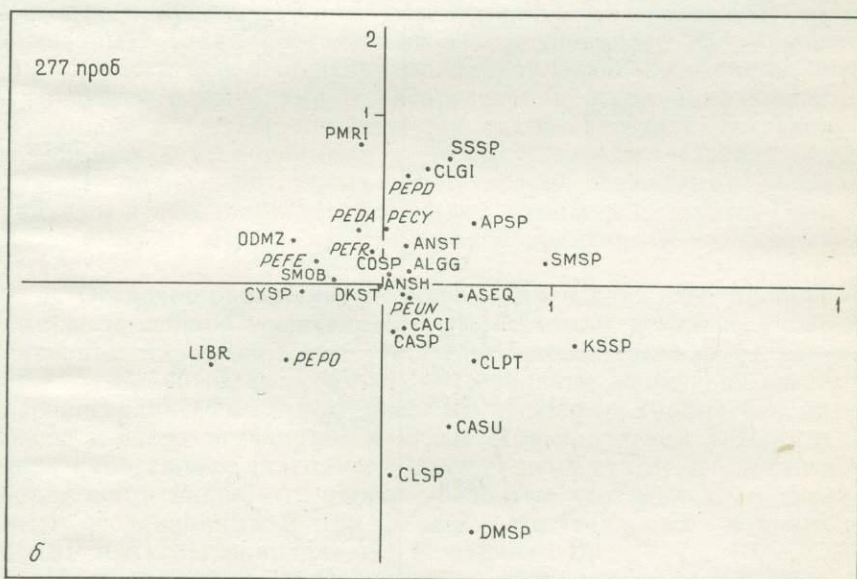
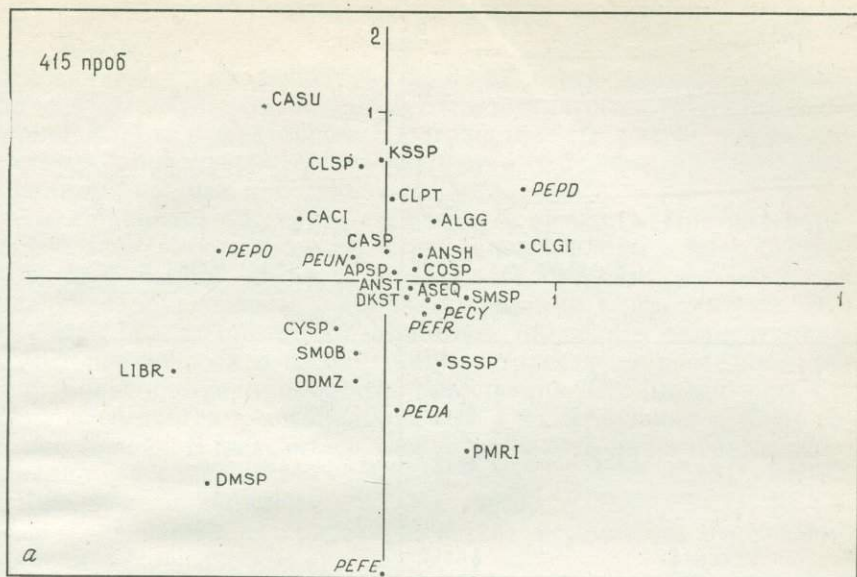


Рис. 8. Угольный бассейн Деказвиль. Проекция переменных на оси 1—2. Влияние группировки проб на ассоциации. а — элементарная проба 12,5 м; б — элементарная проба 25 м.

основанное на различных интервалах опробования, не проводилось. В результате анализа соответствия были получены проекции флоры в факторном пространстве. На рис. 9 видно, что главная многосферическая ассоциация окружена малыми ассоциациями из двух или трех растений.

в. Сравнение бассейнов стефанского возраста. При интерпретации зависимостей между ассоциациями флоры в трех бассейнах стефанского возраста предполагалось, что наблюдаемые различия обусловлены гидродинамическими компонентами. Эти факторы транспортировки помогают объяснить концентрацию одних переменных в факторном пространстве и рассеяние других. Большинство основных составляющих ассоциации I из Северны встречается в ассоциациях 3 и 4 из Деказвилья и Юры соответственно. В результате можно выделить две главные ассоциации: ассоциацию I — ANSH, ANST, SMOB, CASP, PEPO, PEUN и ассоциацию II — ALGG, ASEQ, COSP, PECO, PECY. Для дальнейшей интерпретации таких ассоциаций необходимо палеоморфологическое сравнение.

На изучаемой территории можно выделить три области осадконакопления: проксимальную зону (Юра) [9], зону, являющуюся источником сноса (Деказвиль), и дистальную зону (Северны). Такая последовательность указывает на уменьшение скорости перемешивания по направлению к Севернам, что согласуется с выводами о распределении ассоциаций флоры. В данном масштабе наблюдается также латеральная зависимость между ассоциациями и перемешиванием. Однако для лучшего понимания зависимостей между осадочными образованиями и ассоциациями флоры для бассейна Северный Па-де-Кале была проведена качественная корреляция в мелком масштабе.

г. Осадочно-растительные ассоциации. Скважины, пробуренные в бассейне Северный Па-де-Кале, были детально скоррелированы на основе слоя Тонштейн-Патрик, так как он считается синхронным (рис. 10, а). Латеральные изменения быстро распространяются обычно лишь на несколько километров, особенно в слоях песчаников и углей. При сравнении литологических каротажных диаграмм с полученными статистическими ассоциациями видно, что хорошо развитые угольные слои связаны с ассоциациями В или С, а два растительных комплекса (SISP и ALSE) принадлежат ассоциации D.

На карте (рис. 10, б) показана связь между мощностью и ассоциациями флоры, установленными с помощью анализа соответствия в каждой скважине для угольного слоя Тонштейн-Патрик. Области максимальных мощностей угольных слоев связаны с ассоциацией С и комплексом флоры ALSE (в ассоциации D). В соответствии с уменьшением мощности угольного слоя ассоциации можно расположить в следующем порядке:

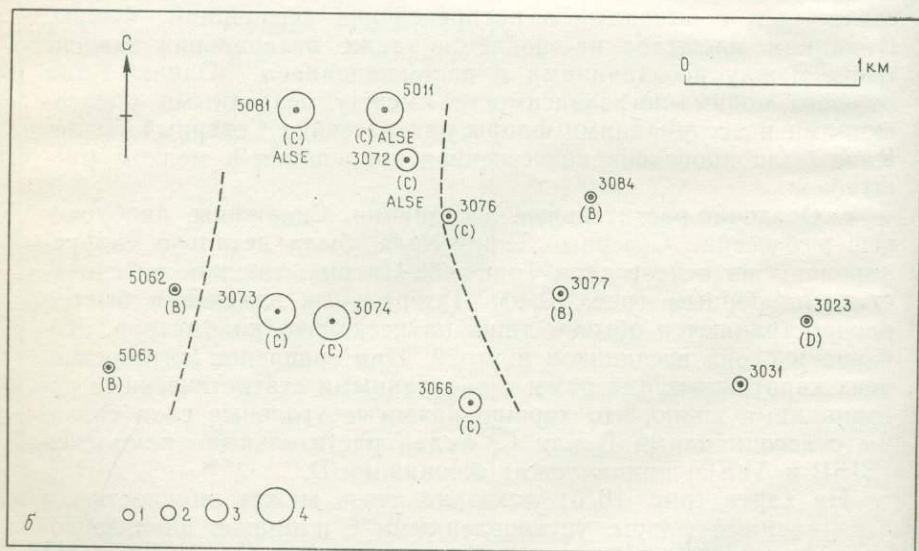
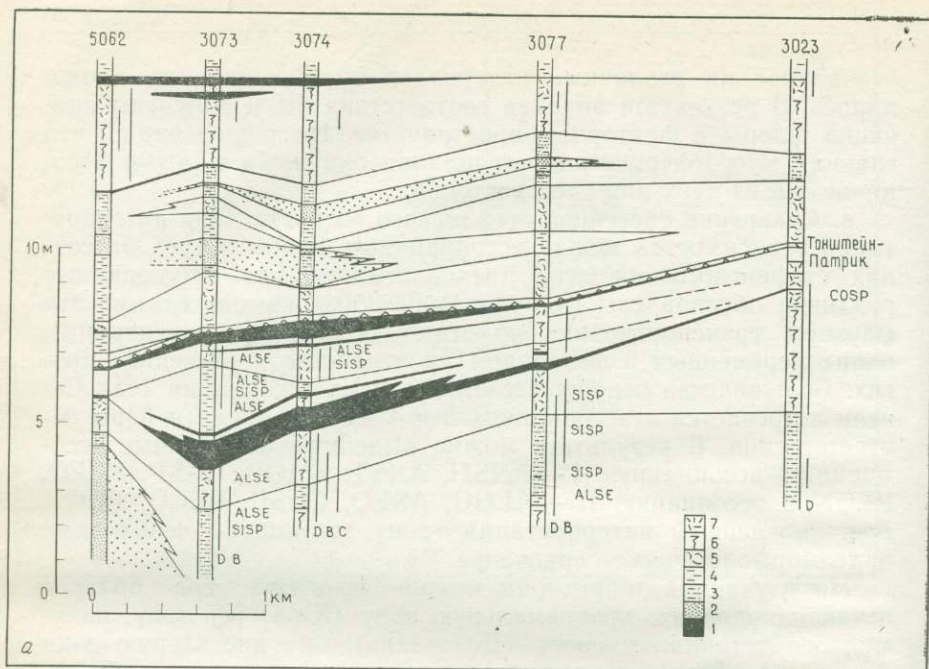


Рис. 10. Угольный бассейн Северный Па-де-Кале. Корреляция слоя Тонштейн-Патрик. а — латеральная изменчивость. 1 — уголь, 2 — песчаник, 3 — глинистый песчаник, 4 — глинистый сланец, 5 — глинистый сланец с лимонической фауной, 6 — кореносный глинистый сланец, 7 — уголь. б — относительное распределение ассоциаций флоры (буквы в скобках) и мощностей угольных слоев. Обозначения мощностей угольных слоев: 1 — меньше 0,5 м, 2 — больше 0,5 м, 3 — 1,0 м, 4 — 2,5 м.

С (максимальная мощность), В и D (минимальная мощность или отсутствие угольного слоя). Таким образом, области накопления и сохранения фитогенетического материала можно охарактеризовать ассоциациями флоры или ее комплексами.

Второе сравнение ассоциаций с данными по осадочным образованиям проведено в вертикальном направлении. Ассоциации флоры остаются стабильными в интервале мощностей осадочных образований от 10 до 20 м (рис. 11). Например, ассоциация D рассеяна по скважинам без каких-либо закономерностей, тогда как В и С объединены в последовательности, обладающие такой же мощностью и полярностью, что и осадочные последовательности. Следовательно, термин «последовательности» можно применять к более полному определению фаций, учитывающему как осадки, так и ассоциации флоры.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате данного методологического исследования было установлено, что анализ палеонтологических данных следует проводить на уровне видов, образующих ассоциации, которые можно использовать как руководящие при изучении угольных пластов. Эти выводы весьма важны в связи с тем, что палеонтологи при выделении комплексов нередко работают на уровне рода или семейства, даже если очевидно, что виды внутри одного и того же рода различаются в экологическом отношении. Статистические исследования с помощью анализа соответствия помогают быстро и наглядно представить многовидовые ассоциации, что было бы невозможно при визуальном анализе данных. Корреляция с данными по осадочным образованиям основана на результатах, полученных в процессе эксплуатации бассейнов. Предусматриваются также и дальнейшие

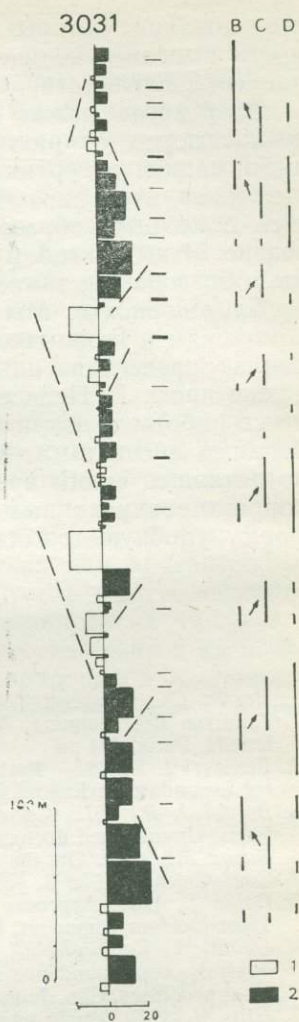


Рис. 11. Угольный бассейн Северный Па-де-Кале. Последовательности флоры, 1 — песчаники, 2 — глинистые сланцы.

исследования, которые позволят эти корреляционные зависимости выразить количественно после введения литологических данных в соответствующий файл на ЭВМ.

Этот метод можно применить в условиях любого типа осадочных пород, охарактеризованных равномерно распределенной информацией в вертикальном направлении, а также для которых из-за изменчивости палеонтологических данных и мощностей осадочных образований выделение ассоциаций затруднительно. Этим способом можно изучать богатые фауной осадочные образования, такие, как карбонаты и фосфаты.

Благодарности. Мы весьма признательны угледобывающим компаниям и Бюро геологических и горных исследований Франции за предоставленные материалы по каротажу скважин, а также проф. Г. Пелиссонье и проф. Б. Бодуан, которые в процессе работы оказали нам существенную помощь своими замечаниями и советами. Мы также признательны мадам Т. Леза, потратившей много времени на программирование, проверку и корректировку данных по скважинам, а также перевод их в форму, удобную для статистического анализа.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Bastin Ch., Benzecri J. P., Bourgarit Ch., Cazes P.*, 1980. *Pratique de l'analyse des Données*, Vol. II. *Abrégé Théorique, Etude de cas modèle*, Dunod, Paris, 464 pp.
2. *Benzecri J. P.*, 1980. *Pratique de l'analyse des Données*, Vol. I, *Analyse des correspondances: Exposé élémentaire*, Dunod, Paris, 424 pp.
3. *Bordet J. P.*, 1972. *Correspondence analysis program*, Ecole des Mines de Paris, Unpublished document.
4. *Buzas M.*, 1970. *On the quantification of biofacies*, Proc. N. Am. Paleont. Conf. Chicago, 1969 B, pp. 101—116.
5. *Cojan I.*, 1980. *Approche paléocéologique de bassins carbonifères Français*, Thèse Docteur-Ingénieur, Ecole de mines de Paris, 178 pp.
6. *David M., Campiglio C., Darling R.*, 1974. *Progresses in R- and Q-mode analysis: correspondence analysis and its application to the study of geological processes*, Can. Jour. Earth Sci., II, 131—146.
7. *Gras H.*, 1970. *Etude géologique détaillée du Bassin Houiller des Gevennes*, Thèse, Université de Clermont-Ferrand, 305 pp.
8. *Jambu M.*, 1979. *Classification automatique pour l'analyse des données*, Vol. 1, *Methodes et Algorithmes*, 320 pp.; Vol. 2, *Logiciels*, Dunod, Paris, 400 pp.
9. *Lienhardt G.*, 1962. *Géologie du Bassin Houiller Stéphaniens du Jura et de ses morts-terrains*, Mémoires du B.R.G.M., no. 9, 460 pp.
10. *Teil H., Cheminee J. L.*, 1975. *Application of correspondence factor analysis to the study of major and trace elements in the Erta Ale Chain (Affar, Ethiopia)*, Jour. Math. Geology, 7(1), 13—25.
11. *Teil H.*, 1976. *Use of correspondence analysis in the metallogenic study of ultrabasic and basic complexes*, Jour. Math. Geology, 8(6), 669—681.
12. *Vetter P.*, 1968. *Géologie et paléontologie des Bassins Houillers de Decazeville, de Figeac et du Déroit de Rodez*, Edition Houillères du Bassin d'Aquitaine — Albi, Tome I, 403 pp.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Кодирование данных. Каждая скважина разделялась на 25-см интервалы для кодирования следующей информации:

1. Для палеонтологических данных использовался четырехбуквенный код (например, COLI : CO означает род, а LI — вид; COSP означает, что вид принадлежит роду CO, но сам этот вид не определен). Этот код представлен в приложении 2. Для каждой пробы можно было использовать максимум 15 кодов, но это число никогда не достигалось, причем для каждой пробы, содержащей палеонтологические данные, при вводе информации в ЭВМ использовалась одна перфокарта.

2. Тектонические данные кодировались следующим образом. (ZOFA — зона разлома, DISC — несогласие). Тектоническая зона может быть проявлена в нескольких пробах. Поэтому такие пробы группировались и информация о них пробивалась на одной перфокарте с указанием общего числа проб.

3. Стратиграфические данные пробивались на каждой карте (S — стефанский, SØ — подошва, W — вестфальский).

4. Пробы, не содержащие тектонических или палеонтологических сведений, обозначались VIDE (пусто). Затем «пустые» пробы группировались, а на карте указывалось их число.

Идентификация проб проводилась в соответствии с их положением в скважине. Детали процесса кодирования и обработки можно найти в работе Кожан [5]. Пример вводимых данных приведен в табл. 1.

Определение вкладов. При интерпретации фактора k для пробы с номером i и переменной j вычисляются два коэффициента. «Абсолютный вклад» $ca_k(i)$ или $ca_k(j)$ характеризует часть, которую обеспечивает проба i или переменная j в рассеянии по фактору k . Так как дисперсия нагрузок $f_k(i)$ или $g_k(j)$ по фактору k равна s_k , то

$$ca_k(i) = \frac{pi \cdot f_k^2(i)}{s_k}; \quad ca_k(j) = \frac{p \cdot jg_k^2(j)}{s_k}.$$

Абсолютный вклад характеризует отклик пробы или переменной на проявление фактора k .

«Относительный вклад» $cr_k(i)$ или $cr_k(j)$ характеризует долю, вносимую фактором k в дисперсию пробы i или переменной j .

Дисперсия пробы i оценивается с помощью расстояния от точки i до центра тяжести G :

$$d^2(i, G) = \sum_{k=1}^p f_k^2(i).$$

Таким образом,

$$cr_k(i) = \frac{f_k^2(i)}{d^2(i, G)}; \quad cr_k(j) = \frac{g_k^2(j)}{d^2(j, G)}.$$

Приложение 2

Палеонтологические коды

AC— <i>Acitheca</i>	FU— <i>D. furcatum</i>	PE— <i>Pecopteris</i>
SP— <i>A. sp</i>	DK— <i>Dicksonites</i>	SP— <i>P. sp</i>
PO— <i>A. polymorpha</i>	PL— <i>D. pluckeneti</i>	AB— <i>P. abbreviata</i>
AJ— <i>Anthraconata</i>	ST— <i>D. sterzeli</i>	AR— <i>P. arborescens</i>
SP— <i>A. sp</i>	DM— <i>Dicranophyllum</i>	ER— <i>P. bredovi</i>
AK— <i>Anthraconauta</i>	SP— <i>D. sp</i>	CO— <i>P. cyatheoide</i>
MI— <i>A. minima</i>	DY— <i>Dorycordaites</i>	CY— <i>P. cyathea</i>
PH— <i>A. philipsi</i>	SP— <i>D. sp</i>	DA— <i>P. daubreei</i>
AL— <i>Alethopteris</i>	AF— <i>D. affinis</i>	FE— <i>P. feminaeformis</i>
SP— <i>A. sp</i>	ET— <i>Estheria</i>	FR— <i>P. fructifié</i>
CR— <i>A. corsini</i>	SP— <i>E. sp</i>	HE— <i>P. hemitelioides</i>
DE— <i>A. decurrens</i>	MA— <i>E. mathieui</i>	LA— <i>P. lamurensis</i>
GG— <i>A. grandini</i>	FA— <i>Faune</i>	LE— <i>P. lepidorachis</i>
SE— <i>A. serli</i>	LI— <i>F. limnique</i>	MI— <i>P. cf. miltoni</i>
AN— <i>Annularia</i>	KM— <i>Calamostachys</i>	OR— <i>P. oreopteridius</i>
RA— <i>A. radiata</i>	SP— <i>C. sp</i>	PD— <i>P. plumosa-dentata</i>
SH— <i>A. sphenophylloides</i>	KS— <i>Cardiocarpus</i>	PO— <i>P. polymorpha</i>
ST— <i>A. siellata</i>	SP— <i>C. sp</i>	UN— <i>P. unita</i>
AP— <i>Aphlebia</i>	LD— <i>Lepidodendron</i>	PI— <i>Pinnularia</i>
SP— <i>A. sp</i>	SP— <i>L. sp</i>	CO— <i>P. columnaris</i>
AS— <i>Asterophyllites</i>	LE— <i>Lepidophyte</i>	PM— <i>Pseudomariopteris</i>
EQ— <i>A. equisetiformis</i>	SP— <i>L. sp</i>	RI— <i>P. ribeyroni</i>
LO— <i>A. longifolius</i>	LI— <i>Linopteris</i>	PN— <i>Planolites</i>
LY— <i>A. lycopodioides</i>	BR— <i>L. bronngiarti</i>	MO— <i>P. montanus</i>
VI— <i>A. viticulosus</i>	MU— <i>M. münsteri</i>	SG— <i>Sigillaires</i>
AT— <i>Asteroteca</i>	NE— <i>L. neuropteroides</i>	SP— <i>S. sp</i>
SP— <i>A. sp</i>	SU— <i>L. subbronngiarti</i>	SI— <i>Sigillaria</i>
AU— <i>Aulacopteris</i>	LP— <i>Lepidophyllum</i>	SP— <i>S. sp</i>
SP— <i>A. sp</i>	LA— <i>L. lanceatum</i>	SL— <i>Sigillariophyllum</i>
BO— <i>Bothodendron</i>	SP— <i>M. sp</i>	AN— <i>S. anthemis</i>
SP— <i>B. sp</i>	LA— <i>M. latifolia</i>	SM— <i>Sphenophyllum</i>
CA— <i>Calamites</i>	SA— <i>M. saueri</i>	SP— <i>S. sp</i>
SP— <i>C. sp</i>	NA— <i>Naiadites</i>	CU— <i>S. cuneifolium</i>
Ci— <i>C. cisti</i>	CA— <i>N. carinata</i>	EM— <i>S. emarginatum</i>
SU— <i>C. suckowi</i>	SO— <i>N. sowerbi</i>	MA— <i>S. majus</i>
UN— <i>C. undulatus</i>	NE— <i>Neuropteris</i>	MY— <i>S. myriophyllum</i>
CB— <i>Carbonita</i>	SP— <i>N. sp</i>	OB— <i>S. oblongifolium</i>
SP— <i>C. sp</i>	FL— <i>N. flexuosa</i>	SA— <i>S. saxi fragae folium</i>
CL— <i>Callipteridium</i>	GI— <i>N. gigantea</i>	SS— <i>Sphenopteris</i>
SP— <i>C. sp</i>	HE— <i>N. heterophylla</i>	SP— <i>S. sp</i>
GI— <i>C. gigas</i>	OB— <i>N. obliqua</i>	CH— <i>S. chaerophylloides</i>
PT— <i>C. pteridium</i>	PG— <i>N. pseudo gigantea</i>	CP— <i>S. crepini</i>
CO— <i>Cordaites</i>	PL— <i>N. planchardi</i>	NE— <i>S. neuropteroïdes</i>
SP— <i>C. sp</i>	RA— <i>N. rarinervis</i>	NU— <i>S. nummularia</i>
LI— <i>C. lingulatus</i>	TE— <i>N. tenuifolia</i>	SR— <i>S. striata</i>
CR— <i>Corynopteris</i>	OD— <i>Odontopteris</i>	ST— <i>Stigmaria</i>
SP— <i>C. sp</i>	SP— <i>O. sp</i>	SP— <i>S. sp</i>
CY— <i>Cyclopteris</i>	MZ— <i>O. minor-zeilleri</i>	TS— <i>Trigonocarpus</i>
SP— <i>C. sp</i>	RE— <i>O. reichi</i>	SP— <i>T. sp</i>
DI— <i>Diplotmema</i>	SU— <i>O. subcrenulata</i>	

ЛИТОСТРАТИГРАФИЯ

КОЛИЧЕСТВЕННАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ ЦИКЛИЧЕСКОЙ ФОРМАЦИИ
ИЗВЕСТНЯКОВ И ГЛИНИСТЫХ СЛАНЦЕВ*В. Шварцахер*

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

При описании процесса осадконакопления каменноугольных известняков и глинистых сланцев северо-западной Ирландии была использована прямая периодическая временная модель со стохастической компонентой. Модель можно использовать для выявления значимой стратиграфической корреляции на площади.

ВВЕДЕНИЕ

Большинство количественных методов стратиграфической корреляции основано на процедуре попарных сравнений. Выбранный параметр, определяющий состав комплекса ископаемых организмов или литологию, измеряется в двух географически изолированных разрезах, а затем сопоставляется путем попарных сравнений и нахождения соответствующих положений максимальной согласованности между двумя множествами значений. Однако, если о процессе осадконакопления не принято основных допущений, оценить корреляцию статистически невозможно. Например, если сопоставление проделано, то молчаливо предполагается, что два отдельных разреза представляют запись одной и той же истории осадконакопления. Ясно, что надежность стратиграфической корреляции должна зависеть от этой гипотезы, которую в свою очередь можно проверить только в ситуациях с уже известной стратиграфической корреляцией. Несмотря на то что такой тупик нельзя обойти, Шварцахером [10] было высказано предположение, что создавшееся положение можно улучшить путем изучения возможной стратиграфической корреляции с помощью теоретических моделей, предназначенных для предсказания последовательностей, ожидаемых в данной точке исследования. Затем, на основе такой ожидаемой последовательности, можно провести попарное объединение. С другой стороны, если стратиграфическая корреляция уже установлена, с помощью этого метода можно проверить модель осадконакопления.

В области стратиграфической корреляции были сделаны основные допущения, которые соответствуют двумерному случаю. Рассмотрим разрез осадочной последовательности с горизонтальной координатой s , которая фиксирует географическое положение, и вертикальной координатой t , определяющей стратиграфическое положение, причем предполагается, что t связана с временем. Каждой точке разреза соответствует переменная $X_{s,t}$, которая определяет литологический или фациальный состав осадка. В результате процедуры парных сравнений делается попытка найти положение наилучшей согласованности двух рядов измерений, произведенных в двух различных местах, например в s и в $s+h$, для которых t принимает значения от $t=0$ до $t=n$. Весьма удобной мерой при попарных сравнениях является варнограмма [10]:

$$\gamma_h = \frac{1}{2n} \sum_{t=0}^n (X_{s,t} - X_{s+h,t})^2.$$

Необходимым, но недостаточным условием получения стратиграфической корреляции при попарном сравнении является

$$\gamma_h < \text{Var } X_{s,t},$$

что означает, что сходство между соседними разрезами должно быть больше, чем ожидаемая случайная изменчивость. Сходство между разрезами достигается действием множества процессов, и общую модель происхождения $X_{s,t}$ можно записать следующим образом:

$$X_{s,t} = L(s, t) + \varepsilon_{s,t} + G(t) + e_t + T(s),$$

где L , G и T — физические процессы, определяющие литологию в точках s, t .

В данной модели принимается, что L — процесс, протекающий в пространстве и времени, с которым связана локальная корреляционная структура переменной, которая может быть обусловлена локальными условиями течения, биологической активностью или аналогичными факторами. Случайный процесс этого типа можно представить как обобщенный процесс авторегрессии:

$$L(X_{s,t}) = \sum a_{ij} X_{s-i, t-j} + \varepsilon_{s,t},$$

где $\varepsilon_{s,t}$ — случайная величина, зависящая от пространства и времени, а a_{ij} — весовые коэффициенты, определяющие эффект воздействия точек, окружающих s, t .

$G(t)$ связана со случайной величиной e_t и при попарном сравнении характеризует наиболее важную изменчивость. Следует отметить, что G и e независимы от географического поло-

жения, и, следовательно, G является глобальным процессом, распространенным на весь бассейн.

Если изменчивость, распространенная на весь бассейн, отсутствует, то стратиграфическая корреляция путем попарных сравнений становится невозможной, и первый шаг исследования должен заключаться в выявлении существования такой

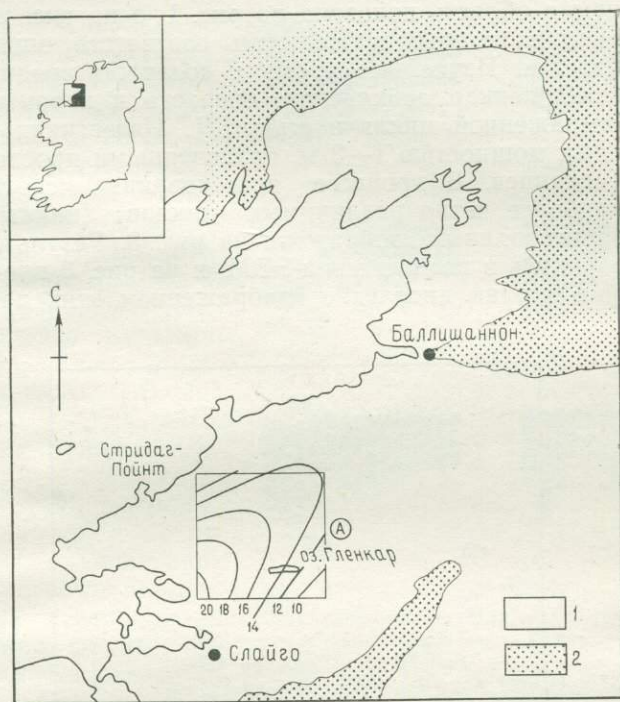


Рис. 1. Региональное размещение среднегленкарских известняков. Изопахиты даны в метрах. 1 — карбон; 2 — докембрий.

компоненты. $G(t)$ может быть или случайным процессом (таким, как марковская последовательность), или же комбинацией детерминированной функции со случайным процессом. Если $G(t)$ не зависит от s , то отделение возможного тренда во времени не играет роли.

Последняя компонента $T_{(s)}$ представляет региональный тренд, который считают детерминированным. Насколько это оправдано, зависит от наших сведений об истории осадконакопления, описание которой в свою очередь зависит от возможности практического выделения трех компонент (L , G и T). Для того чтобы моделью осадконакопления можно было пользоваться

ся, ее нужно строить для конкретной ситуации, что и было сделано для известняково-сланцевой последовательности нижнего карбона северо-западной Ирландии.

СЕДИМЕНТОЛОГИЧЕСКОЕ ОБОСНОВАНИЕ

Изучаемая область показана на рис. 1, а на рис. 2 приведены 14 точек, в которых проводились соответствующие измерения в разрезах. Изученные профили содержат среднюю часть известняков Гленкар асбианского возраста и характеризуются хорошо выраженной цикличностью [7]. Известняки представлены слоями мощностью 1—3 м, разделенными прослоями мергелистых сланцев. В процессе исследования использовались восемь наиболее четко различимых циклов (циклы 2—9), а полная запись данных изображена на рис. 3. Результаты измерений хранились в памяти мини-ЭВМ, и на рис. 3 представлена фотография экрана дисплея с изображением этих данных. На

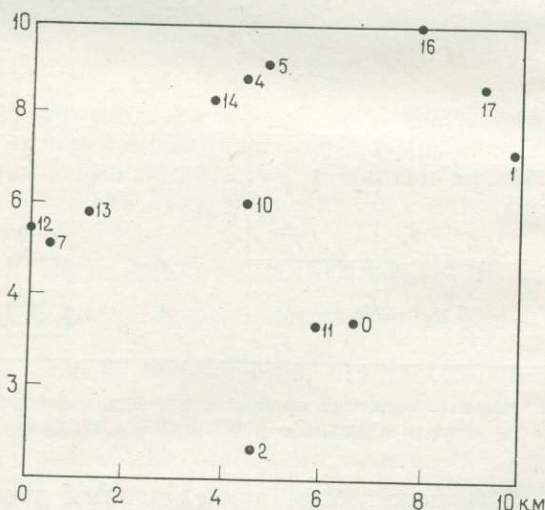


Рис. 2. Распределение точек наблюдения в изученной области (см. рис. 1).

этой диаграмме известняки представлены черным, а сланцы — белым цветом. Наивысшие горизонты известняков в более представительных последовательностях были приняты как границы циклов, изображенные для каждого предшествующего цикла пунктирной линией. Столбцы, соответствующие каждому циклу, представляют точки, обозначенные номерами 12, 7, 13, 14, 4, 5, 10, 2, 10, 0, 15, 16, 17 и 1. Приблизительно такая по-

следовательность, получается при проецировании точек на линию, проходящую с юго-запада на северо-восток.

Из диаграммы отчетливо видно, что в этом направлении происходит уменьшение мощности отдельных циклов совместно с аналогичным снижением мощности всего интервала среднегленкарских известняков, изопакиты которого образуют поверхность тренда второго порядка на рис. 1. Данные позволяют предположить, что известняки откладывались в заливе большого бассейна Донегол — Слайго. К другим фаціальным изменениям, происходящим совместно с изменением мощности, относятся сильное увеличение доли сланцев по направлению на северо-восток и изменения фауны, например, исчезновение *in situ* коралловых колоний.

С целью изучения роли регионального тренда была вычислена поверхность тренда первого порядка для каждого цикла, и соответствующие ей остатки изучались с помощью двумерной вариограммы с использованием программы MAREC 2 [1]. На рис. 4 приведены результаты этих вычислений для направлений с юго-запада на северо-восток с шириной области в 90 градусов для каждого направления. Проведенный эксперимент не выявил какой-либо локальной корреляции между остатками поверхности тренда и локальной изменчивостью, что можно объяснить предельно большой дисперсией. Вполне возможно, что этот результат является следствием недостатка данных, но при имеющемся материале пространственная компонента корреляции в $L_{s,t}$ не устанавливается для расстояний, превышающих 1000, и ею можно пренебречь.

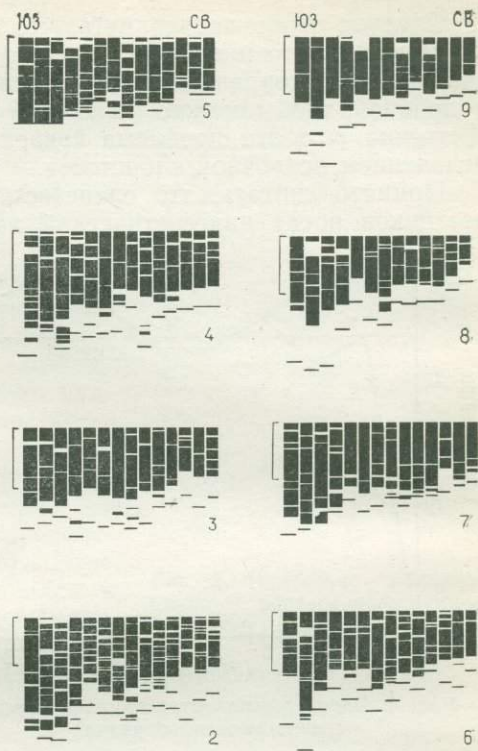


Рис. 3. Измеренные циклы среднегленкарских известняков. Циклы пронумерованы в стратиграфически восходящем порядке, а места наблюдения расположены по профилю ЮЗ—СВ (см. текст). Черное — известняки, белое — глинистые сланцы. Масштабный отрезок слева равен 100 см.

Следует особо подчеркнуть, что осадочные циклы можно картировать, что позволяет надежно устанавливать литостратиграфическую корреляцию. Последняя должна быть достаточно подробной, чтобы можно было проследить отдельные слои. Естественно, что эта проблема связана с происхождением и определением осадочной слоистости.

Принято считать, что слоистость карбонатов и других известняков носит диагенетический характер и не фиксирует

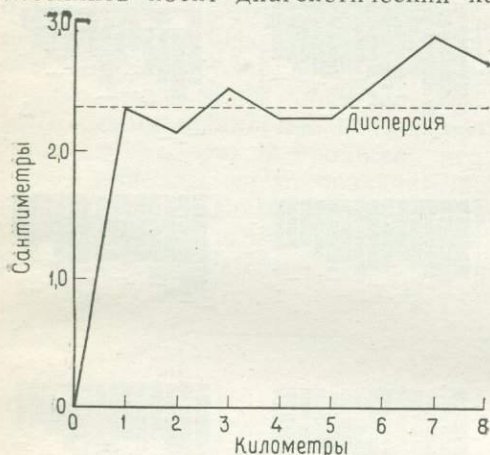


Рис. 4. Вариограмма остатков поверхности тренда первого порядка.

первичных событий [2]. Хотя диагенез обычно подчеркивает осадочную слоистость, существуют петрографические данные, которые можно объяснить только первичными изменениями. Имеются в виду различия в содержании ископаемых остатков фауны в мергелях и известняках, которые не связаны с различной сохранностью. Граница известняков и глинистых сланцев характеризуются такими свойствами,

которые отсутствуют у известняков, например тонкой слоистостью, наличием волноприбойных знаков и отчетливой зависимостью ноздреватости от слоистости. Кроме того, плоскости напластования параллельны границам циклов, которые можно проследить во всей изучаемой области.

Уолтер (личное сообщение, 1980) высказал мнение, что средняя мощность слоев известняка остается постоянной, даже когда общая мощность временных эквивалентов последовательности изменяется. Аналогичные наблюдения были сделаны Хэллемом [5] для юрских осадочных пород, и в обеих ситуациях это было признано свидетельством вторичного происхождения плоскостей напластования. Однако «средняя мощность», без точного определения слоев, может оказаться бессмысленной, если сравниваются неэквивалентные явления. Примером может служить диаграмма, приведенная на рис. 5, где показаны три разреза (А, В и С), имеющие одну и ту же среднюю мощность слоев, но различающиеся по их числу. Наблюдаемая плоскость напластования может возникнуть как результат выветривания, и детальный стратиграфический анализ покажет, что прерывность действительно существует, даже если плоскости напластования

ния не картируются в поле. Обычно сокращенная последовательность дает менее детальное представление об особенностях слоистости. Это подтверждается при анализе крайней юго-западной (точки 7, 12 и 13 на рис. 2), центральной (точки 0, 2 и 11) и крайней северо-восточной (точки 16, 17 и 1) областей. Из табл. 1 видно, что средняя мощность слоев известняка уменьшается параллельно региональному тренду, но не так, как этого следовало бы ожидать по изопакхитам среднегленкарских известняков. С другой стороны, наблюдается заметное увеличение числа плоскостей напластования, отчетливо указывающее, что сравнивались неэквивалентные слои.

Информацию о происхождении слоев можно получить также из рассмотрения формы распределения их мощностей (рис. 6). Этот вопрос детально рассматривался в более ранних работах автора [8, 9], где предполагается, что единичный слой возник за счет случайных всплеск осадконакопления, появляющихся с постоянной частотой. Соответствующий слою интервал времени охватывает в среднем три этапа осадконакопления, которым соответствуют три варианта кривых распределения. Следовательно, отрезки времени, представленные слоями, в среднем имеют равную длину. Модель поэтапного осадконакопления подтверждается сохранностью ископаемых организмов в том положении, в каком они жили, а также распределением оставленных ими ходов.

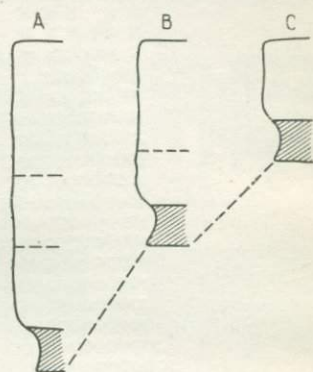


Рис. 5. Изменение мощности цикла с образованием дополнительных плоскостей напластования.

Таблица 1. Средние мощности слоев известняка

Точки	Средние мощности слоев, см	Число слоев	Средние мощности циклов, см
12, 7, 13	14,68	190	205,7
2, 11, 0	13,40	164	151,6
16, 17, 1	13,32	124	125,8

Более ранний вариант анализа не учитывает зависимости между образованием слоя и крупными циклами осадконакопления, что будет рассмотрено несколько позднее.

Если принять, что циклы осадконакопления — результат периодически повторяющихся во времени явлений, то все циклы должны быть идентичными независимо от географического или

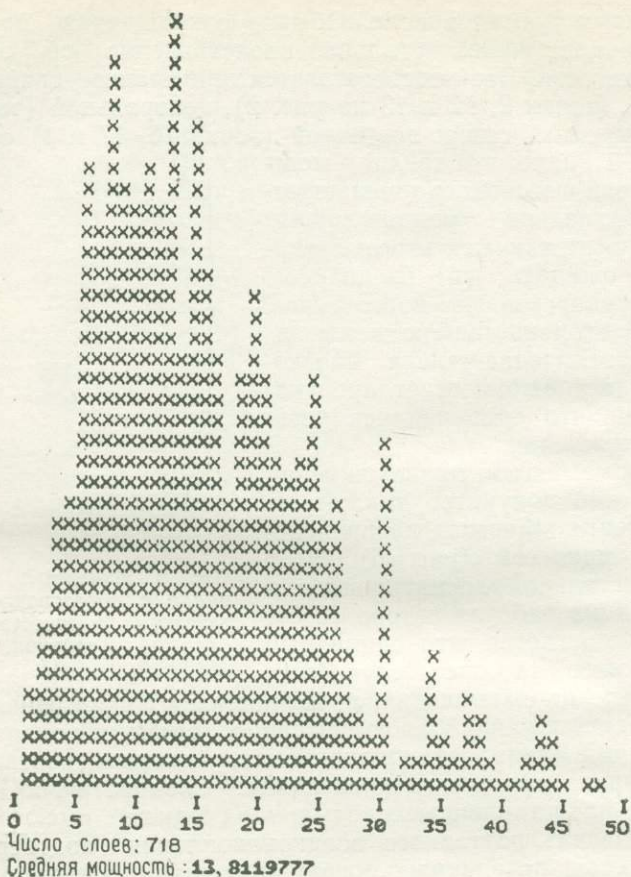


Рис. 6. Распределение мощностей слоев известняка. Масштаб в сантиметрах.

стратиграфического положения. Любой региональный или временной тренд можно устранить путем приведения циклов к постоянной мощности, которая для удобства принята за единицу. На рис. 7 показаны результаты такого преобразования. В этих «приведенных циклах» положение любой плоскости напластования можно зафиксировать с помощью числа, принимающего значения в интервале от нуля до единицы. Распределение частот положений всех плоскостей напластования иллюстрирует рис. 8, а. На этой диаграмме плоскость напластования определяется либо как нарушение непрерывности в известняке, либо как граница известняк — глинистый сланец или глинистый сланец — известняк.

При интерпретации последовательностей, сложенных известняками и глинистыми сланцами, всегда возникает вопрос о том, является ли положение любого типа пород независимым, или оно следует общим закономерностям. Очень трудно ответить на классический вопрос: разбавлен ли один тип породы вторым типом, или же они меняются независимо? Для сравнения были рассчитаны относительные положения плоскостей напластования путем приведения мощностей глинистых сланцев к нулю (рис. 8, б). В этой ситуации границы известняк — глинистый сланец совпадают с границами глинистый сланец — известняк. Обе диаграммы весьма сходны и обладают четырьмя хорошо выраженными максимумами в точках 0,28, 0,40, 0,56 и 0,78. Из двух небольших максимумов в точках 0,10 и 0,88 первый более отчетлив на графике, не учитывающем глинистые сланцы, тогда как второй более ярко выражен на графике, включающем сланцы.

Для того чтобы получить данные об устойчивости относительных положений, было изучено непрерывное обнажение длиной 150 м в точке 2, где для каждого цикла определялось относительное положение первого слоя в 1,5-метровом интервале. На рис. 9 приведена вариограмма для цикла 2. Среднее положение первого слоя в данном примере равно 0,143 при дисперсии $6,967 \times 10^{-4}$. Вариограмма охватывает приблизительно 40-метровый диапазон, и дисперсия хорошо к нему подходит. Отмечается также периодичность в корреляционной структуре, обусловленная регулярным уменьшением и увеличением мощности слоев. Тем не менее на приведенные профили, которые разделены более чем 50-метровым расстоянием, региональный тренд не влияет.

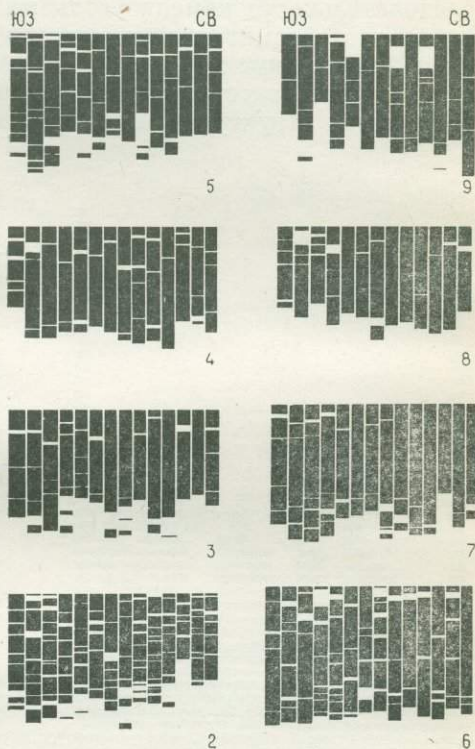


Рис. 7. Циклы, показанные на рис. 3, приведенные к единице мощности.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ ДАННЫХ ПО ОСАДКОНАКОПЛЕНИЮ

Прежде чем попытаться построить модель осадконакопления, рассмотрим предварительную интерпретацию результатов наблюдений.

Анализ временных рядов, примененный к более длинной последовательности каменноугольных отложений, позволяет допустить, что рассматриваемые циклы были обусловлены регулярно повторяющимся явлением, и 21 000-летний период равноденствий можно рассматривать как возможную причину. Анализ внутренней структуры цикла, учитывающий относительные по-

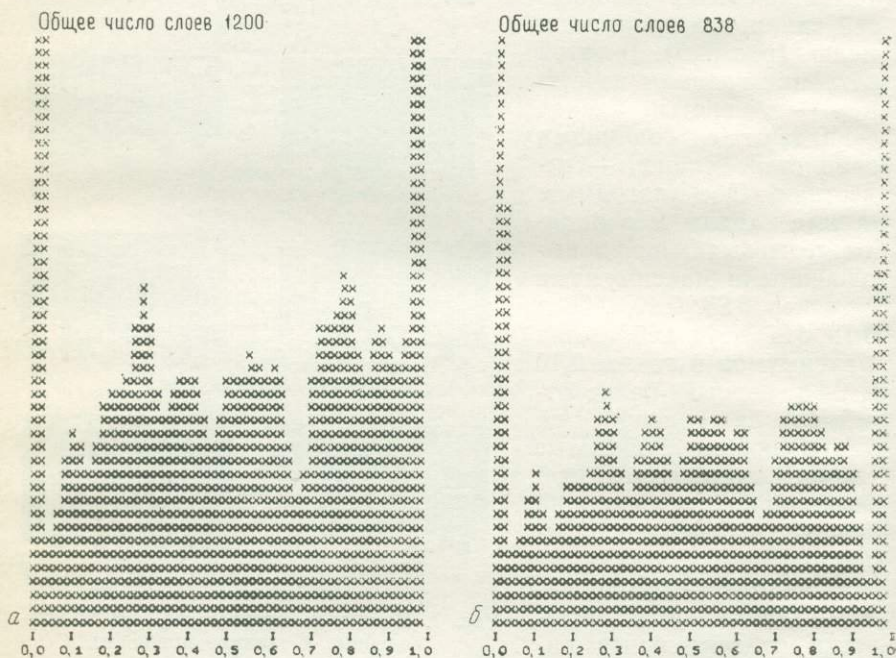


Рис. 8. Распределение положений плоскостей напластования в приведенных циклах. а — все плоскости напластования, включая глинистые сланцы; б — плоскости напластования при условии приведения мощностей сланцев к нулю.

ложения плоскостей напластования, позволяет каждый цикл разделить на пять слоев. Сходный результат был получен при анализе циклов доломитизированных известняков триасового возраста в Альпах [6, 8], причем «пятичленное деление цикла» было настолько отчетливо, что его удалось установить в процессе полевых работ. Аналогичные циклы, которые можно бы-

ло разделить на пять частей, наблюдались и в других формациях [8, 3], а по циклам меловых отложений такие же сведения приведены в работе Гилберта [4]. Необходимо, однако, отметить, что в известняках Гленкар отчетливое, визуальное наблюдаемое деление на пять слоев является скорее исключением, чем правилом.

Одна из причин этого заключается в том, что в известняковых слоях выделяется множество этапов осадконакопления,



Рис. 9. Вариограмма изменчивости локальной относительной мощности.

которые могли привести к образованию плоскостей напластования и сформировать последовательность, в которой число слоев явно возрастает. Кроме того, вполне возможно, что переход от сланцев к известнякам обуславливается случайными событиями и не всегда в различных точках происходит в одно и то же время.

Таким образом, максимум кривой распределения (рис. 8) указывает наиболее вероятное положение плоскостей напластования. Вполне возможно, что в положении, близком к этому, может сформироваться более чем один слой. К сожалению, стандартное отклонение многовершинного распределения оценить трудно. Если распределение имеющихся данных приближенно описывается нормальной моделью, то получаются оценки дисперсии от $6,10 \times 10^{-3}$ до $1,10 \times 10^{-2}$. Наиболее широким распространением пользуется центральный максимум в точке 0,56. Дисперсии плоскостей напластования около этого положения выше по крайней мере в 10 раз, чем дисперсия, подсчитанная ранее при изучении одного слоя, так как сравнивались неидентичные плоскости. Если принять это объяснение, то будет

получен отчетливый ответ на поставленный выше вопрос: можно ли путем прослеживания индивидуальных слоев получить более точную стратиграфическую корреляцию? Индивидуальные плоскости напластования невозможно коррелировать от точки к точке. Однако установлено, что внутри цикла существуют такие положения, в которых появление плоскостей напластования является наиболее вероятным, и такие уровни уже можно коррелировать. Тем не менее результат должен учитывать точность наблюдений. В данном случае плоскости напластования наблюдаются макроскопически и фиксируются в процессе полевых работ. Известно, что детализация наблюдений, особенно применение петрографических исследований, дает более прерывистые поверхности, и вполне возможно, что при использовании дополнительных данных достижима более точная стратиграфическая корреляция.

МОДЕЛЬ ОСАДКОНАКОПЛЕНИЯ

Если модель осадконакопления основана на приведенной выше интерпретации, то она должна содержать детерминированный элемент, отражающий цикличную природу последова-

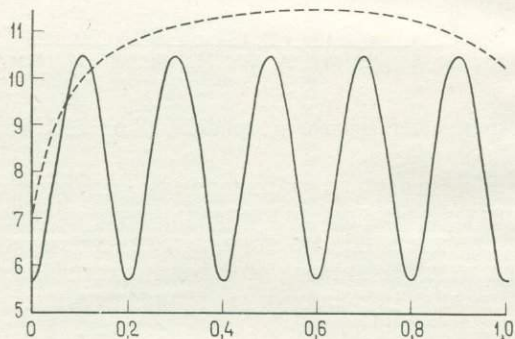


Рис. 10. Нижняя и верхняя частотные компоненты периодического заданного времени.

тельности. Она должна также содержать стохастическую компоненту, влияющую на распределение слоев известняков и сланцев. Периодический элемент действует в реальном времени, и для его описания подобраны функции различной формы. Наилучшие результаты были получены путем комбинирования двух экспоненциальных функций, так что результирующая функция быстро возрастает в начале цикла и более плавно снижается в конце (рис. 10). Было принято, что временной интервал определяет вероятность появления в любой момент извест-

няка или сланца. Ясно, что если вероятность образования известняка высокая, то его отложение вполне возможно. Если высокие вероятности дискретны, как в случае пошаговой функции, то в данном случае образуется пять слоев массивного известняка, разделенных слоями глинистых сланцев. В связи с

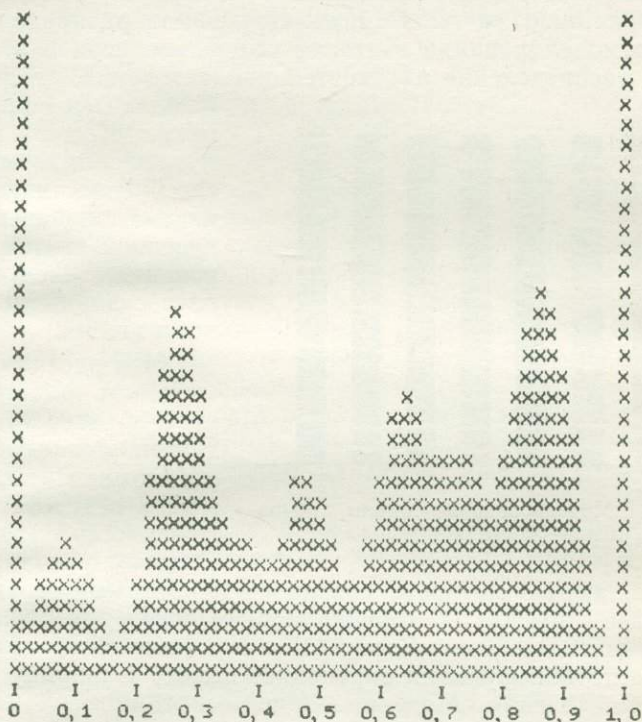


Рис. 11. Относительное положение плоскостей напластования в моделированных циклах.

тем, что выбранная функция предполагается синусоидальной, смена известняка сланцем происходит в течение переходов снизу вверх, и, следовательно, плоскости напластования образуют группы. Они чаще всего встречаются около четырех горизонтов сланцев, которые делят цикл на пять частей.

В практической реализации этой модели генерировались нормально распределенные случайные числа, и когда они попадали в область значений, которые ниже, чем область значений функции, отлагалась единица мощности сланцев. Если же случайное число превышало диапазон значений функции, то для определения числа отложенных единиц мощности известняка использовалась гамма-распределенная случайная величина.

Было установлено, что распределение мощностей известняковых слоев, которые должны образоваться, весьма сходно с наблюдаемыми распределениями.

Однако данная модель содержит много неизвестных параметров, таких, как форма низкочастотной функции, амплитуда синусоидальных волн, дисперсия нормально распределенных случайных чисел, а также параметры гамма-распределения. Результат моделирования считался успешным, если в итоге получалось распределение плоскостей напластования, сходное с наблюдаемым распределением.



Рис. 12. Моделированные циклы, приведенные к единице мощности.

Хотя рассматриваемая модель и является весьма простой относительно детерминированной временной компоненты, получаемый в результате стратиграфический ряд представляет стохастический процесс, анализ которого связан с некоторыми трудностями. В связи с этим для построения модели поведения были использованы методы Монте-Карло. Было установлено, что форма низкочастотной функции определяет высоту и ширину максимума распределения. Моделирование, основанное на заданном времени, показано на рис. 10, из которого получено распределение, представленное на рис. 11, хорошо согласующееся с наблюдаемым распределением, приведенным на рис. 8. Примеры моделирования циклов, приведенных к единице мощности, показаны на рис. 12 и их следует сравнить с рис. 8.

В процессе ряда реализаций моделирования на ЭВМ для соответствующих интервалов времени были подсчитаны стандартные отклонения. В приведенном примере они принимают значения от 0,10 до 0,13, что согласуется со значениями, полученными по полевым данным.

Если модель принята, то стандартные отклонения можно использовать для построения доверительных интервалов, определяющих положение максимума. В условиях этих допущений стратиграфическая корреляция может стать количественной.

При стандартном отклонении 0,1 и уровне надежности 0,9 только слои, принадлежащие стратиграфически наименьшему

распределением. Кроме того, распределения мощностей слоев известняков и глинистых сланцев серни, полученной путем моделирования, следует сравнить с данными полевых наблюдений.

Хотя рассматриваемая модель и является весьма простой относительно детерминированной временной компоненты, получаемый в результате стратиграфический ряд представляет стохастический

минимуму, значимо отличаются от слоев, принадлежащих высшему максимуму. Соседние группы нельзя разделить. Для практических целей ложную корреляцию (ошибки второго рода) можно контролировать более узкими доверительными интервалами. Приблизительно можно считать, что при 10%-ной вероятности появления ошибки второго рода, 30% плоскостей напластования будут классифицироваться как принадлежащие к одной из экстремальных точек.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате анализа среднегленкарских известняков были получены два интересных вывода. Установлено, что детерминированная модель, основанная на пятичленном цикле, совместно с моделью стохастического осадконакопления дает обоснованное объяснение наблюдаемой последовательности. Используемая модель позволяет сделать вывод, что индивидуальные плоскости напластования нельзя идентифицировать в различных точках, учитывая, что прослеживание отдельных слоев по имеющимся данным просто невозможно. Однако в большинстве ситуаций плоскости напластования можно отнести к одной из четырех дискретных групп. Следовательно, возможна стратиграфическая корреляция на более низком уровне, чем циклы осадконакопления.

Рассматриваемая модель представляет также общий интерес, так как она иллюстрирует ту легкость, с которой периодический временной ряд можно преобразовать в неупорядоченную стратиграфическую последовательность путем введения незначительной изменчивости в процесс осадконакопления. Более того, данная модель показывает, как, расщепляя небольшие циклы, можно прийти к затруднениям в принятии решения о том, сколько слоев содержится в цикле. Сравнительные исследования различных формаций показали, что пятичленный цикл соответствует наиболее часто наблюдаемой схеме осадконакопления, но число 5 необязательно должно быть постоянным, и возможны случаи большего числа слоев в цикле. Пока еще неясно, является ли это результатом изменения длительности интервала времени или же процесса осадконакопления. Вполне возможно, что оба фактора играют существенную роль.

ЛИТЕРАТУРА

1. David M., 1977. Geostatistical ore reserve estimation, Elsevier Publ. Co., Amsterdam, 364 pp.
2. Duff P. McL. D., Hallam A., Walton E. K., 1967. Cyclic Sedimentation, Elsevier Publ. Co., Amsterdam, 280 pp.
3. Fischer A. G., 1980. Rhythmic changes in the outer Earth, Geol. Soc. London News Letter, 8(6), 2—3.

4. *Gilbert G. K.*, 1895. Sedimentary measurement of Cretaceous time, *Jour. Geology*, 3(3), 121—127.
5. *Hallam A.*, 1964. Origin of the limestone-shale rhythm in the Blue Lias of England: a composite theory, *Jour. Geology*, 72(2), 157—169.
6. *Schwarzacher W.*, 1954. Die grossrhythmik des Dachstein kalkes von Lofer, *Tschermaks Miner. Petrogr. Mitt.*, 4(1—4), 44—54.
7. *Schwarzacher W.*, 1964. An application of statistical time-series analysis of a limestone-shale sequence, *Jour. Geology*, 72(2), 195—213.
8. *Schwarzacher W.*, 1975. Sedimentation Models and Quantitative Stratigraphy, Elsevier Publ. Co., Amsterdam, 382 pp.
9. *Schwarzacher W.*, 1976. Stratigraphic implication of random sedimentation, in Merriam D. F., ed., *Random Processes in Geology*, Springer Verlag, New York, 168 pp.
10. *Schwarzacher W.*, 1980. Models for the study of stratigraphic correlation, *Jour. Math. Geology*, 12(3), 213—234.

**ПРЕДЛАГАЕМЫЙ АЛГОРИТМ ГЕОЛОГИЧЕСКИ СОДЕРЖАТЕЛЬНОГО
РАСЧЛЕНЕНИЯ И ПЕРЕРАСПРЕДЕЛЕНИЯ ДАННЫХ
ПЕТРОФИЗИЧЕСКОГО КАРОТАЖА СКВАЖИН**

К. М. Гриффитс

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ

Рассмотрен непараметрический подход к расчленению и перераспределению петрофизических каротажных данных. В алгоритме используется модификация метода Кулинковича, применимая к многомерным данным. Этот подход проиллюстрирован примерами двух скважин.

ВВЕДЕНИЕ

Увеличение стоимости бурения и опробования керна скважин во всех областях геологических исследований привело к соответствующему возрастанию роли петрофизического каротажа в целях сохранения керна, а также как существенного источника дополнительной информации. Петрофизический каротаж по своей сути представляет собой запись изменений в литологии, определяемых путем прохождения электрического тока, звуковых волн, а также абсорбции и эмиссии ядерной радиации. Первоначально эти данные представляются в виде чертежа, а затем используются в вычислительных системах, для чего проводится оцифровывание в дискретных интервалах или же используются более современные оцифровывающие устройства. Дальнейшее использование этих данных в стратиграфической корреляции или для оценки слоев зависит от (а) возмож-

C. M. Griffiths. Ocean Engineering, School of Marine Technology, Armstrong Building, Queen Victoria Rd, Newcastle upon Tyne, England.

ности различать границы слоев и (б) возможности идентифицировать слои внутри установленных границ.

При анализе каротажных диаграмм основная задача состоит в автоматизации процесса распознавания и выделения слоев. На решение этой задачи и направлена данная статья.

В работах Хокинса и Мерриам [2], Шоу и Кубитта [9], Хокинса и тен Крудена [3] приведен ряд методов расчленения разрезов. Большинство существующих методов основано на использовании статистических параметров и (как отмечают Хокинс и тен Круден) на подразумеваемом допущении о том, что данные внутри выделенных подразделений «в некотором смысле однородны» и что если используемые данные не согласуются с нормальным распределением, то «нужно попытаться преобразовать их так, чтобы они были нормальными для применения существующих методов». При этом возникает вопрос: являются ли такие допущения обоснованными относительно геологических особенностей данной скважины, или, другими словами, являются ли такие предположения геологически состоятельными?

Одним из методов расчленения, который не использует упомянутых подразумеваемых предположений, является метод Кулинковича, Сохранова и Чуриновой [4], называемый методом «численного разделения». Он основан на делении графика в точках, характеризующихся высокими значениями числовых отклонений. Хокинс и Мерриам [2] отмечают, что этот метод мало использовался в связи с его чувствительностью к шуму. Однако его простота и непараметрический подход к решению задачи в сочетании с низкими требованиями к вычислительной технике допускают возможность его модификации за счет введения проверочных прогонов с целью выбора угла наклона, который сокращает чувствительность к шуму и увеличивает полезность метода.

После выбора точек расчленения данные внутри полученных отрезков в большей степени характеризуют литологические границы, чем литологические особенности, благодаря усредняющему эффекту комбинации скорости каротажа, начала отсчета расстояний и временной константы (для ядерных методов), и, таким образом, за счет перераспределения данных внутри отрезков для увеличения возможности связи последующего анализа с литологией, а не с литологическими границами необходимо перераспределить данные внутри отрезков.

Описанный ниже алгоритм реализован в виде программы для IBM-370 на алгоритмическом языке ФОРТРАН-IV.

КРИТЕРИИ ГЕОЛОГИЧЕСКОЙ СОСТОЯТЕЛЬНОСТИ

При обработке петрофизических данных в геологических разрезах скважин должны быть приняты во внимание следующие факторы:

1. В основе метода не должно быть предположения о наличии литологической совокупности. Дело в том, что весьма сомнительно, что каждая проба литологически непрерывно делима, и, следовательно, понятие литологической совокупности нельзя определить однозначно относительно отдельного наблюдения.

В социологии и некоторых отраслях геостатистики отдельный объект наблюдения легко можно определить. Это может быть конкретное лицо, ископаемый организм или галька. В петрологии же отдельный объект наблюдения не только делим, но и определим неоднозначно в связи с наличием множества классификационных систем как для магматических, так и для осадочных пород.

Литологически «однородные» группы, определенные по размерам зерен, могут оказаться неоднородными относительно скорости прохождения звука или гамма-излучения, и будет вполне обоснованным определить отдельный объект наблюдения как «интервал времени перехода в 10 мкс» или «интервал зерна длиной в 10 см». Таким образом, не существует внутренних причин, обуславливающих тесную корреляцию, основанную на составе комплекса ископаемых организмов или на структуре, с данными петрофизического каротажа.

2. Геолог должен рассмотреть вопрос о возможности повторения каких-либо геологических условий, так как, даже если условия осадконакопления остаются сходными, материал, поступающий из определенного источника, меняется во времени. Сам процесс осадчения также должен в какой-то степени изменять условия осадконакопления. Следовательно, можно показать, что каждое проявление осадконакопления и диагенеза является единственным в своем роде и при рассмотрении вертикального разреза нельзя заранее предсказать схему распределения.

Если в разрезе при переходе скважины на отрезке заданной длины проводились измерения, то каждое измерение можно рассматривать как выбранное наудачу из бесконечной совокупности измерений, проведенных на отрезках такой длины, что позволяет построить теоретическое распределение. Однако ряд измерений, полученных в различных условиях по мере того, как измерительная аппаратура продвигается по скважине, нельзя рассматривать как случайную выборку без ответа на вопрос «Из чего выборка?». В связи с этим нужно рассмотреть следующее:

а. Неэродированная, интродированная или тектонически измененная фаціальная последовательность на небольших интервалах обладает свойством памяти, т. е. в этих случаях отсутствует случайный элемент. Говорить о фаціальной аналогии или наличии случайной системы — это все равно что сделать вывод о том, что в будущем году в русле Темзы в равной степени возможны дельтовые, гляциальные, пустынные или межгорные условия осадконакопления.

б. Под статистическим понятием «выборка» имеется в виду наудачу отделенное от совокупности подмножество, причем каждый элемент совокупности имеет одни и те же шансы попасть в выборку.

В условиях каротажа совокупность в широком смысле представляет собой «все измерения характеристик пород в интервалах всех возможных значений длины во всех возможных скважинах». В связи с таким определением совокупности возникает вопрос, является ли скважина «выборкой», поскольку составляющие ее элементы распределены неслучайно. Выборка должна отбираться на основе независимого параметра. Для этого пригоден только такой способ, когда изучаемые с помощью каротажа скважины расположены на поверхности земли по правильной сетке; это значит, что «выборка» нефтяных скважин базируется на литологии, структуре и стратиграфии. Рассмотрим также применение многомерного анализа. Каждое измерение характеризует свой интервал и глубину. Следовательно, каждая каротажная диаграмма, в связи с таким определением совокупности, является выборкой из соответствующей совокупности, и изучение корреляции между диаграммами представляет собой анализ многих совокупностей, а не многомерный анализ.

Отсюда следует, что вычисление таких характеристик, как средние, следует проводить неклассическим статистическим способом, т. е. вычисления в пределах заданного окна сглаживания будут законными, но результаты следует рассматривать как переменные величины, а не как оценки неизвестных параметров совокупности. Применяв метод аналогии Эйзенхарта [1], последовательность измерений в скважине можно сравнить с упорядоченным набором объектов типа утка, железный брусок, лошадь, дерево, кошка и перо, для каждого из которых сделаны измерения массы. Можно подсчитать среднюю массу для всей последовательности, а также для составляющих ее подмножеств, но можно ли использовать эти характеристики как обоснованные параметры совокупности? Можно, конечно, вычислить среднюю массу последовательности, но дальнейшее использование этих характеристик следует проводить очень осторожно, так как это приводит к чрезмерному упрощению изучаемой геологической ситуации. В петрологии «утка» может

постепенно переходить в «железный брусок» в одном направлении и в «лошадь» в другом.

3. В связи с тем, что литологические пробы берутся один раз, трудно отделить шум, даваемый измерительным прибором (его распределение можно заранее определить), от литологической изменчивости. Повторный каротаж является единственным средством выявления различий между воспроизводимостью и точностью замеров, а вопрос о том, обусловлены ли экстремальные значения литологической изменчивостью или шумом измерений, должен решаться на геологической, а не на статистической основе.

4. Наличие тренда в каротажных диаграммах значительно затрудняет их обработку. Действительно, устранение тренда нередко производится на основе требования, сформулированного Манном и Дауэлом: «Устранение тренда не ухудшает геологических результатов, полученных с помощью математического анализа» [5].

Если имеет место систематическое отклонение прибора, оно должно быть соответствующим образом скорректировано; геолог должен проверить это условие, основываясь на том, что, если исключить изменение сопротивления бурового раствора в зависимости от температуры (и, следовательно, глубины) и сокращение времени проходки, каждая каротажная диаграмма отражает уникальную комбинацию литологии, поровых растворов, давления и плотности, причем каждый из этих факторов имеет существенное геологическое значение.

Таким образом, любая методика разделения петрофизической каротажной кривой требует выполнения следующих положений:

1. В ее основе должен лежать подход, не зависящий от распределения.

2. Она должна допускать наличие тренда.

3. Если понятие литологической однородности приложимо ко многим ситуациям, то для определения «однородности» должны использоваться не среднее и дисперсия, а другие характеристики.

КАРОТАЖНЫЙ ОТКЛИК

Петрофизические каротажные кривые, например кривые скорости звука, гамма-излучения и нейтронного каротажа, представляют собой запись усредненного отклика конкретного инструмента на литологическую переменную, улавливаемого на расстоянии или по прошествии времени, который определяется

расстоянием между электродами, расстоянием от источника до приемника и скоростью каротажа.

Рассмотрим два случая, приведенные на рис. 1. Ситуация X и Y представляют собой две различные последовательности искусственно изготовленных блоков бетона и пепла. Предполагается, что один и тот же материал обладает устойчивыми свойствами как в пределах одного блока, так и в разных блоках. По мере того как каротажный прибор движется по разре-

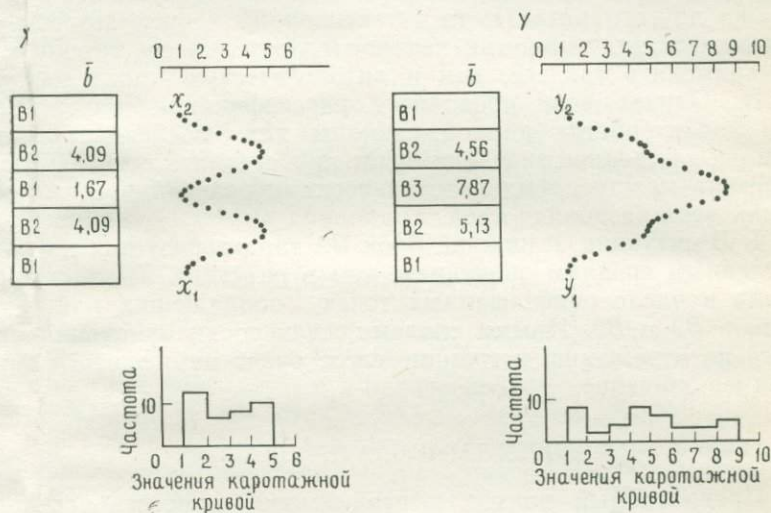


Рис. 1. Средние значения и распределения частот в ситуациях X и Y . Мощность каждого блока составляет 1 м. Предполагается, что инструмент охватывает в среднем 1 м, а замеры делаются через каждые 10 см. Значения выражены в произвольных единицах (\bar{b} — среднее значение каротажной кривой, усредненной для блока в 1 м).

зам с постоянной скоростью, измерительный инструмент дает значения, которые наносятся на график.

В ситуации Y блоки $B1$ и $B2$ обладают теми же свойствами, что и в ситуации X , но существует еще дополнительный блок $B3$. На рисунке изображены соответствующие кривые. Рассмотрим результат применения стандартных статистических понятий к этим двум наборам данных:

1. Стандартные значения для $B1$ и $B2$ в обеих ситуациях зависят от наличия или отсутствия блока $B3$, а не только от внутренних свойств блоков.

2. Только если окно, используемое для усреднения, будет равно одному наблюдению, в результате усреднения будут получены значения для блоков, равные «истинным».

3. Рассмотрим применение оцифрованной кривой x_1-x_2 в процедуре классификации, предназначенной для определения количества и характеристики блоков в вертикальном разрезе. Тот факт, что в разрезе существует только пять дискретных единиц, в значительной степени замаскирован, так как инструмент записывает переход от одного блока к другому как функцию скорости каротажа и интервала усреднения. Если задача анализа заключается в корреляции «картины» каротажной диаграммы одного разреза (математически или визуально) с «картиной» другого разреза, то нет оснований не использовать все имеющиеся значения, так как последовательность границ можно применять так же, как и литологическую последовательность. Однако если проводится классификация или корреляция характеристик данной единицы или последовательности единиц, то среднее значение будет представлять собой функцию перехода между двумя литологическими разновидностями, а не самих этих разновидностей.

4. В ситуации Y нижний блок B_2 характеризуется иным вычисленным средним значением, чем в ситуации X , за счет различия в числе оцифрованных точек, попадающих в интервал блоков B_2 и B_3 . Иными словами, если точки измерения меняются по отношению к границе слоя, будет наблюдаться другое среднее значение.

ПРЕДЛАГАЕМАЯ ПРОЦЕДУРА

Предлагаемый подход к разделению кривых использует критерий, который не зависит от допущений о распределении, совокупности и случайном опробовании. Используемые в данном подходе допущения сводятся к следующему:

1. Существуют в основном три типа инструментального отклика:

а. Неустойчивая изменчивость значений каротажной кривой, являющаяся результатом инструментального «шума».

б. Неустойчивая изменчивость значений каротажной кривой, возникающая благодаря мелкомасштабной литологической изменчивости.

в. Относительно устойчивые изменения показаний инструмента, связанные с литологической изменчивостью, выходящей за пределы интервала усреднения.

2. Максимальная крутизна большинства каротажных кривых приурочена к переходу от одной литологической разновидности к другой [8].

3. Максимумы и минимумы каротажных кривых представляют собой наилучшее приближение к «истинной» характеристике литологических единиц. Это эквивалентно проведению при поисках нефти так называемой «линии глинистых сланцев»,

котора касается по возможности большего числа пиков каротажной кривой [10].

4. Тенд каротажной кривой имеет геологическое значение, особенно с точки зрения инженерной геологии.

5. Данные равномерно распределены по глубине.

В соответствии с п. 1 последний фактор возникает как следствие утойчивости события на данной каротажной кривой, что в свою очередь зависит от интервала измерения или оцифровывани; Следовательно, выбор «устойчивого» сечения кривой должен быть связан с интервалом оцифровывания, максимальной мощностью слоя, представляющего интерес, и задачами исследования.

Испызуемый для этого метод можно приравнять к применяемому Кулинковичем [4] методу «вверх и вниз» (но без предварительного выбора окна опробования) для проверки монотонности интервала с последующим перераспределением значений между выявленными границами.

ОПИСАНИЕ АЛГОРИТМА

Алгоритм предназначен для малых вычислительных систем, не имеющих внешних устройств и, следовательно, обладающих минимальной памятью и процессором.

Кратко процедура сводится к просмотру данных и кодированию их в виде +1 или -1 в зависимости от того, больше или меньше рассматриваемое число относительно заданного значения. Подбор данных и их подсчет продолжают до тех пор, пока не будет достигнута смена знака. В данной точке устанавливается начало интервала путем обращения к памяти ЭВМ (обычно интервал включает менее 20 точек), и интервал рассматривается как устойчивое событие.

Задача этой процедуры заключается в том, чтобы удостовериться, что «шум» каротажной изменчивости не связан со значимым литологическими изменениями (трудность метода Кулинковича). Для любого прогона заданной длины (допустим, 5 точек) можно выбрать такое окно, для которого прогон из пяти точек будет иметь наивысшую значимость. Так, например, если данные собирались через интервал 0,2 м, а окно было выбрано равным 1,2 м, то вероятность события, заключающегося в том, что прогон из 5 точек (5 точек из 6, передвигаемых в том же направлении) является следствием случайного шума, будет очень мала (меньше чем 0,003 [6]). Однако выбор длины окна обычно бывает произвольным, и неопределенность в выборе «постоянного уровня» или длины интервала может быть связана с мощностью слоя, представляющего интерес.

Значения, включенные в событие, перераспределяются в соответствии с крутизной кривой в данном интервале. Каждое

значение вычитается из предыдущего до тех пор, пока будет выявлено большое линейное расстояние, окруженное двумя меньшими расстояниями. Значения, предшествующие и последующие максимальному наклону прямой, определяют точки конца этого участка. В ситуации, когда существует более чем одна точка перегиба в пределах интервала (например рис. 1, ситуация Y), предполагается, что минимальный наклон имеет геологический смысл и значения соответственно перераспределены.

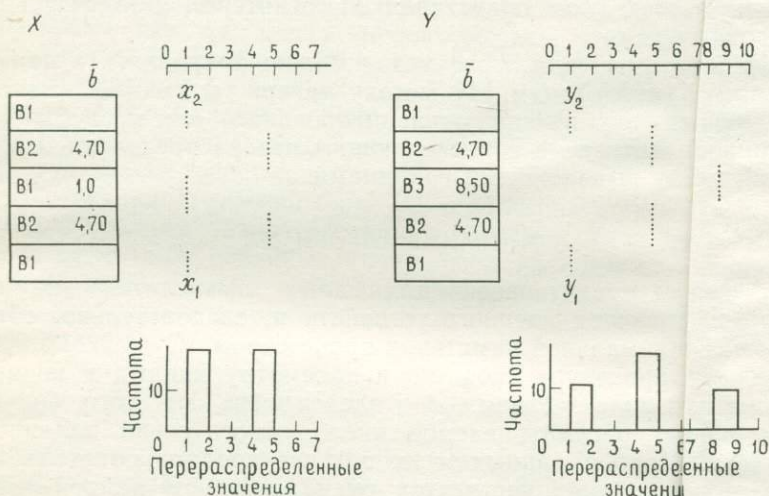


Рис. 2. Иллюстрация действия алгоритма расчленения и перераспределения. Данные заимствованы из рис. 1.

Согласно алгоритму, после определения начала устойчивого события и перераспределения вошедших в интервал значений изучается некоторая зона неустойчивых событий, предшествующая рассматриваемому интервалу.

Перераспределение данных в зонах неустойчивости более затруднительно. Это связано с предположениями о причине неустойчивости, т. е. если зоны оказываются «шумовыми», то предсказанное распределение может оказаться обонованным и тогда среднее значение можно вычислить как «блоковое» для всего интервала. Однако, если неустойчивость является следствием мелкомасштабной литологической изменчивости, тогда мода, максимум и минимум могут служить геологически содержательной мерой общего литологического отклика на протяжении интервала. Большая амплитуда и неустойчивые события, такие, как трещины или кварцевые жилы, могут также

иметь геологическое значение, и, следовательно, методы выявления крайних значений в изучаемых зонах могут оказаться весьма полезными (например, метод Тьюки (см. [7])).

ПРИМЕРЫ

На рис. 2 изображены результаты применения описанного алгоритма к гипотетическим ситуациям X и Y , приведенным на рис. 1. Нетрудно видеть влияние перераспределения на гистограммы и на значения в блоках при многомерной классификации. Кроме того, блоки $B1$ и $B2$ сохраняют свои значения не-

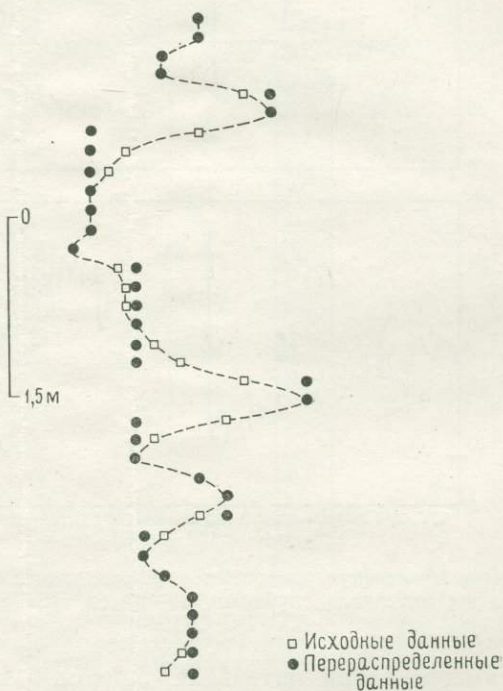


Рис. 3. Детальная иллюстрация действия алгоритма расчленения применительно к данным звукового каротажа для скв. 98 (Дорсет) при интервале из трех точек.

зависимо от соседних блоков. На рис. 3 детально показано действие алгоритма расчленения и перераспределения на примере данных звукового каротажа скважины 98.

На рис. 4, а и б показано действие алгоритма расчленения на примере двух оцифрованных кривых гамма-каротажа для 85-метрового разреза нефтяной скважины. Одна кривая была

записана методом ISF, а другая FDC для одного и того же разреза. Значения каротажных кривых выражены в процентах от максимума по оцифрованному интервалу. Для каждой ситуации приведены исходные необработанные данные и перераспределенные значения. При интервале монотонности, равном трем точкам, число установленных границ различно в

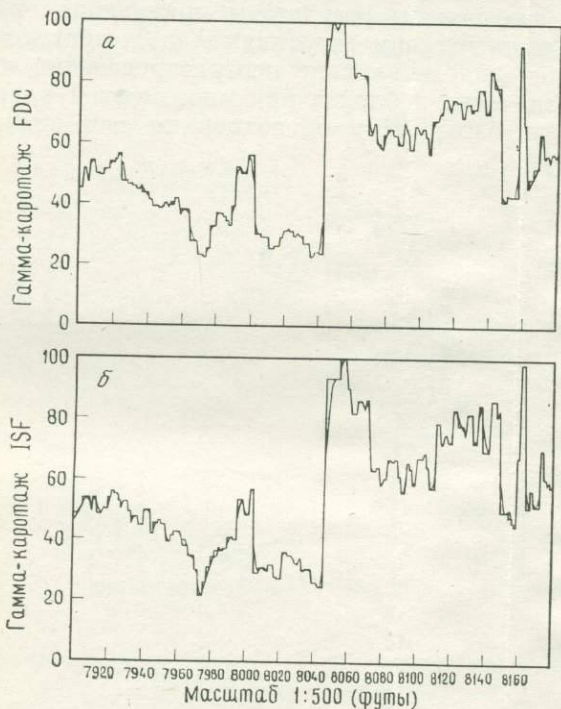


Рис. 4. Примеры применения алгоритма к результатам гамма-каротажа для одного и того же интервала глубины: *a* — метод ISF/SONIC; *b* — метод FDC/CNL.

каждом примере, а при интервале, равном 6 точкам, средняя мощность слоя становится 0,55 м. Увеличивая длину прогона, получим меньшее число границ и, следовательно, большую среднюю мощность слоя (например, при длине прогона в 5 точек средняя мощность слоя равна 0,9 м). Сходство в положении границ на двух каротажных кривых, полученных с помощью алгоритма, позволяет считать, что шум мало отражается на характере кривых.

На рис. 5, 6 и 7 показаны результаты применения алгоритма к 76-метровому разрезу среднеюрских отложений в Дорсете. На этих рисунках изображены следующие пять каротажных кривых:

- (P3FT) скорость звука, усредненная через 3 фута (0,8 м);
 (S3FT) скорость вертикальных волн, усредненная через 3 фута (0,9 м);
 (P6FT) скорость звука, усредненная через 6 футов (1,8 м);
 (FDC) компенсированная плотность формации;
 (GAMMA) гамма-каротаж.

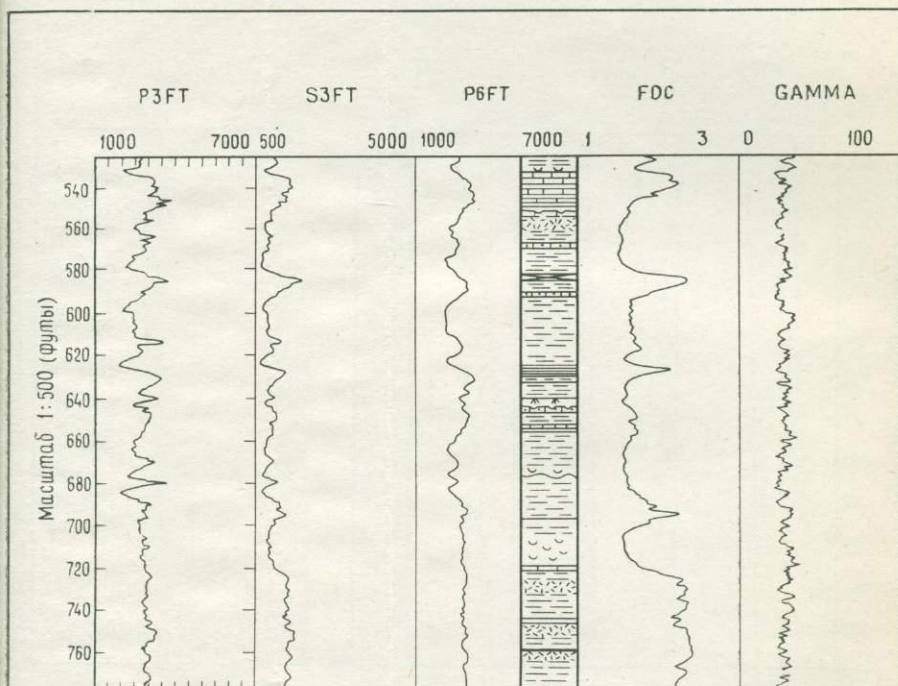


Рис. 5. Исходные необработанные результаты каротажа скв. 98 в Дорсете и соответствующая им колонка, составленная по керну. Типы каротажных кривых и единицы описаны в тексте.

На рис. 5 приведены исходные необработанные данные, оцифрованные через интервал 0,15 м. Обратите внимание на различие кривых сглаживания, эффект увеличения пространства приема для скорости звука, а также на природу данных на границах, установленных по керну.

На рис. 6 показаны результаты применения алгоритма при интервале из трех точек. На этом рисунке видна связь положения границ на обеих кривых и их соотношения друг с другом и с керном.

Рис. 7 иллюстрирует эффект применения алгоритма при интервале из 5 точек. В этих ситуациях используется среднее значение в зонах неустойчивых событий.

Эффект увеличения длины интервала отчетливо виден на кривой гамма-каротажа, где мелкомасштабная изменчивость сильно сокращается и усредненные значения располагаются

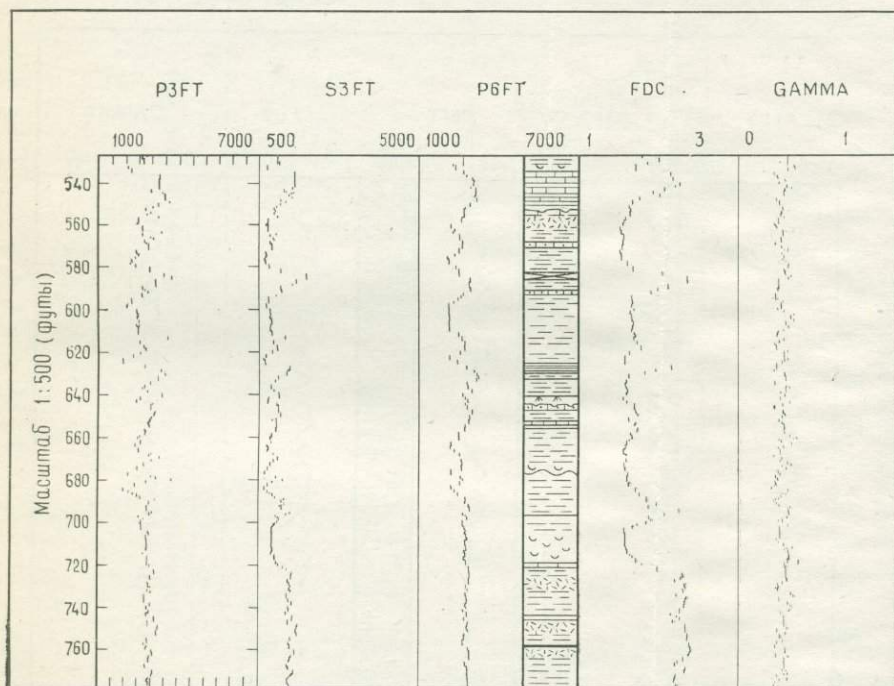


Рис. 6. Данные по скв. 98 после расчленения и перераспределения на основе устойчивых сечений при интервале из трех точек.

между участками устойчивой изменчивости. Положение преобладающих формационных изменений и маркирующих горизонтов сохраняется, тогда как области неустойчивости перераспределяются. Для каротажных кривых с незначительными неустойчивыми изменениями длина интервала может достигать 9 или 10 точек, не вызывая выравнивания за счет перераспределения. Хорошим примером этого может служить каротажная кривая FDC.

Применение этого метода позволяет сохранить «форму» каротажной кривой для решения задач корреляции, если значения реальных данных отражают литологические особенности, а не события, связанные с эрозией.

Выбор длины прогона зависит от геологических требований к анализу. Так, если 1-метровый слой чистого пористого песчаника представляет экономический интерес, то усреднение следует проводить в интервале 1 м, а значения записывать через 20 см. Тогда интервал из 5 точек будет точно устанавливать

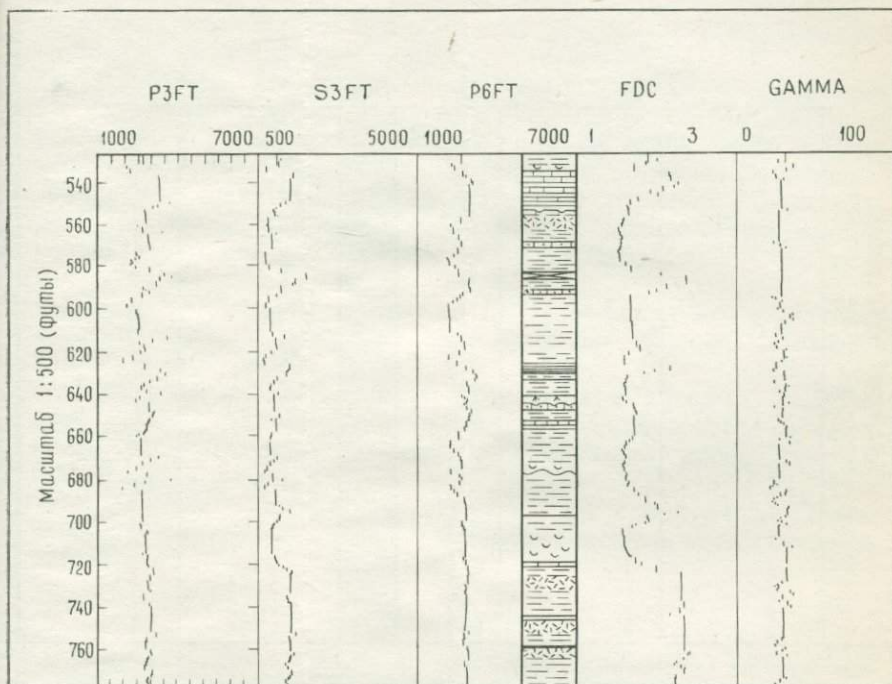


Рис. 7. Данные по скв. 98 после расчленения и перераспределения на основе устойчивых сечений при интервале из 5 точек.

этот слой. Однако если выбрать длину прогона из трех точек, то представляющий интерес слой будет выделяться вместе с менее интересными слоями.

Практически интервал из трех точек обеспечивает минимальную потерю информации; если есть уверенность, что неустойчивые изменения не смогут завуалировать устойчивые литологические особенности.

Так как выбор длины прогона связан с чувствительностью метода и с литологической изменчивостью, то желательно для каждого вида каротажа подобрать соответствующее устойчивое сечение. Программа для ЭВМ позволяет заранее выбрать минимальное среднее значение мощности представляющего ин-

терес слоя и для каждого вида каротажа подобрать сечение, дающее число границ ниже заранее заданного максимума (требуемой минимальной мощности соответствует максимальное число границ).

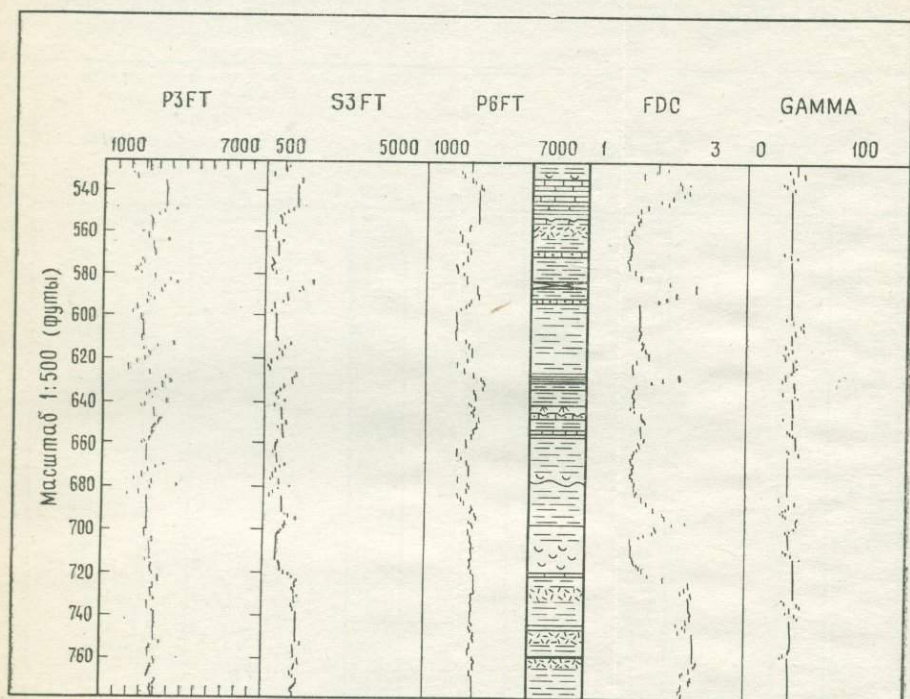


Рис. 8. Данные по скв. 98 после расчленения и перераспределения на основе автоматически выбранного интервала устойчивого сечения при заданной средней мощности слоя 2 фута (0,6 м).

Эффект автоматического определения длины интервала показан на рис. 8, где эта длина была выбрана с помощью ЭВМ для каждого вида каротажа, что дало менее 125 границ на интервал разреза 76 м при условии, что средняя мощность слоя равна 0,6 м.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Применение алгоритма геологически содержательного расчленения и перераспределения в случае, когда задача в конечном счете сводится к многомерной классификации литологических параметров, измеренных через равные интервалы, имеет следующие преимущества:

1. Возрастает возможность получения классификации, основанной на литологических разновидностях, а не на переходах между ними.

2. Устраняются допущения о распределении результатов измерения литологических характеристик.

3. В обрабатываемых данных сохраняется геологически значимый тренд.

4. Устраняется допущение о том, что результаты каротажа скважины представляют собой случайную выборку.

Кроме того, предлагаемый алгоритм требует минимального вычислительного оборудования и запоминающих устройств и реализуется на малых вычислительных системах, включающих микропроцессор с накопителями данных и преобразователи, позволяющие проводить непосредственную классификацию разреза с помощью многомерного анализа и сравнение полученных результатов с керном или каротажной кривой.

Благодарности. Автор весьма признателен Институту геологических наук за предоставление исходных данных, использованных в этой работе.

Полезные дискуссии были проведены с членами Технической группы по изучению океана при Университете в Нью-касле. Большую помощь оказали замечания проф. Деннеса, г-на Джадда и г-на Мачены.

Изложенные результаты представляют собой часть Проекта, финансируемого научно-техническим исследовательским советом.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Eisenhart C.*, 1935. A test for the significance of lithological variation, *Jour. Sed. Petrol.*, 5(3), 137—145.
2. *Hawkins D. M., Merriam D. F.*, 1975. Segmentation of discrete sequences of geologic data, *Geol. Soc. America, Mem. no. 142*, 311—315.
3. *Hawkins D. M., ten Krooden J. A.*, 1978. A review of several methods of segmentation, in *Gill D., Merriam D. F.*, ed., *Geomathematical and Petrophysical Studies in Sedimentology*, Pergamon Press, Oxford.
4. *Kulinkovich A., Ye. Sokhranov N. N., Churina I. M.*, 1966. Utilization of digital computers to distinguish boundaries of beds and identify sandstones from electric log data, *Int. Geol. Rev.*, 8(4), 416—420.
5. *Mann C. J., Dowell T. P. L.*, 1978. Quantitative litho-stratigraphic correlation of subsurface sequences, *Computers & Geosciences*, 4, 295—306.
6. *Murdoch J., Barnes J. A.*, 1974. *Statistical Tables*, Macmillan, London.
7. *Neave H. R.*, 1979. Quick and simple tests based on extreme observations, *Jour. Quality. Technol.*, 11(2), 66—79.
8. *Schlumberger*, 1974. *Log Interpretation*, vol. 11, Applications: Schlumberger Ltd., New York, pp. 20—22.
9. *Shaw B. R., Cubitt J. M.*, 1978. Stratigraphic correlation of well logs: an automated approach in *Gill D., Merriam D. F.*, ed., *Geomathematical and Petrophysical Studies in Sedimentology*, Pergamon Press, Oxford.
10. *Wyllie M. R. J.*, 1963. *The Fundamentals of Well Log analysis*, Academic Press Inc., New York, p. 39.

ПРЕДМЕТНЫЙ УКАЗАТЕЛЬ

- Аммониты, использование при корреляции 91—95
- Барлетта* статистический критерий 252
- Биномиальное распределение вероятностей 62, 101
- Биостратиграфическая зона, определение 128
- Биостратиграфические единицы, использование при корреляции 15
- — латеральное прослеживание 127—133
- Биостратиграфия «вероятностная» 152—154
- математическая формализация 30—35
- методы 60—63
- Биохронологическая шкала 115, 116
- Биохронология, применение математических методов 116—126
- проблемы 108—116
- Большая Ньюфаундлендская банка, кайнозойская стратиграфия 152—154, 174—176, 179, 182—202
- Бредли — Терри* модель для парных сравнений 155, 156, 172
- Вариограмм анализ 343, 344
- Вероятностная стратегия 62, 64, 68—70
- Вертикальный весовой фактор 131
- Временных диапазонов диаграммы 39—49, 53, 80, 83, 84, 93, 100, 101, 103—105
- рядов анализ 230—232, 284, 291, 292
- — — двумерный 266—276
- — — одномерный 225, 248—266
- Гармонический анализ 235, 236, 254—258, 290
- Главных компонент метод 65, 70, 134—141, 145, 146
- Графическая стратегия 62, 64—68, 72
- Деказвиль, угольный бассейн 314—317, 327, 330, 331, 333
- Дженкинса — Уотса* статистический критерий 265
- Дихотомизация 296, 299
- Лице* коэффициент 93—95
- Дорог, бассейн, стратиграфия 28—56
- Зависимостей стратегия 62, 64, 67, 69, 70
- Задунайское Среднегорье, стратиграфия 28—56
- Зональный диапазон конкуренции 115
- Ирландия, известняково-сланцевая толща 339, 342
- Кайнозойские осадки, биостратиграфия 152—154, 174—202
- Канонических средних кривая 297, 299, 301, 303
- Кендалла — Стюарта* формула 235, 251
- Кластерное «окно» 131
- Кластерный анализ 80, 81, 90—103
- Климат, влияние на распределение фауны 228, 229, 237—248
- Колмогорова — Смирнова* статистический критерий 265, 266, 309, 310
- Комплексные фациальные зоны 134, 136—140
- Конodontы, использование при корреляции 104
- Корреляция 14—20
- количественная 339, 340
- монотетическая 19
- политетическая 19
- Кoeffициентов сходства матрица 81, 129, 130, 132
- Кoeffициенты растяжения 225, 270, 277—283
- Куликовича* метод 354, 355
- Кусочная регрессионная модель 310—314
- Латерального прослеживания метод 127—133
- Литостратиграфические единицы, использование при корреляции 15, 16
- Литостратиграфия, математическая формализация 339—341
- определение 16
- Математическое моделирование стратиграфических последовательностей 304—314
- — формационных единиц 22—27
- — цикличности седиментации 339—353
- Многомерная стратегия 62—69, 71
- Многосторонность 26
- Морфологическая концепция 60, 63
- Наименьших квадратов метод 133—146
- Невзвешенных парных групп метод 94, 95
- Нейдалла* метод 279
- Непространственный графический (НПГ) метод 59, 72, 74—78
- Никвиста* частота 248, 258, 263, 288
- Односторонность 24
- Оппеля* зона 115
- Оптимальные кайнозойские кластеры 182—190
- последовательности в кайнозойских осадках 176—182
- Оптимальных последовательностей анализ 156—163, 167—169, 172, 173
- Остракоды, использование при корреляции 104
- Относительная биостратиграфическая величина (RBV) 47
- шкала времени 163—172
- Палеоэкологический тренд 63
- Парные сравнения 154—156, 172, 339—341
- Первое появление таксона (FAD) 149
- Перекрестный корреляционный анализ 267—270, 277—284, 293
- спектральный анализ 268, 270—275, 277, 278, 293

- Перекрестных амплитуд спектр 275, 276
 Пермь — триас, граница 104
 Петрофизический каротаж, задачи 354—360
 — — расчленение и перераспределение
 данных 360—369
 Подбор пар 14, 18—20
 Последнее появление таксона (LAD) 149
- Ранговое упорядочивание (ранжирование)
 138, 143—146
 Ранговый коэффициент корреляции 57, 58,
 75, 79, 307
 Регрессии уравнение 134
 Регрессионный анализ 238—240, 242—245,
 248
 Редокс-каротаж 297
- Сводных стандартных разрезов метод 133—
 146
 Севенны, угольный бассейн 314—317, 321,
 327—329, 333
 Северный Па-Де-Кале, угольный бассейн
 314—318, 323—326, 333—335
 Симметрия 24
 Система статического анализа (САС) 135
 Сквозных диапазонов метод 61, 63, 83
 События концепция 60—62, 64, 67
 Согласованный спектр 272—275
 Соленость, влияние на распределение фау-
 ны 229, 237—248
 Соответствия анализ 314—317, 321, 322
 — концепция 60, 61, 63, 64
 Спектральный анализ 235, 248, 251, 253,
 258—266, 290—292
 Спенсера формула 235
 Спирмена ранговый коэффициент корреля-
 ции 76, 77, 101—103
 Слайн-функция 225, 278
 Стратиграфические единицы, использо-
 вание при корреляции 15, 16, 17, 19, 20
 Стратиграфический диапазон локальный
 153
 — — общий 153
 Стьюдента критерий 102
- Транзитивность 26
 Трилобиты, использование при корреляции
 96, 103
 Тринomialное распределение вероятност-
 ей 62, 101
 Турстона — Мостеллера модель для парных
 сравнений 155, 156, 172
- Тьюки метод 363
 Тьюки — Ханнинга окно 235
- Унитарные ассоциации 114—116, 118—125
 Упорядочивания стратегия 62—64, 67, 70,
 80—106
 — — нестрогое решение 83—85, 87—91, 93,
 97—99, 103, 105
 — — строгое решение 80, 85, 87—89, 91—
 93, 97, 98, 103, 105
- Фаунистическая грация 129
 Флора угольных бассейнов 318, 321—338
 Фораминиферы, использование при корреля-
 ции 104, 297
 — кайнозойские, зональность распростра-
 нения 147, 152—154, 189, 190
 Формационная (формальная) единица 22—
 28, 56
 Функциональность 24
- Хроностратиграфия 35—39
- Цикличность в анализе оптимальных после-
 довательностей 159—163
 — седиментации, моделирование 339—353
- Частная корреляция 305—307
 Частный зональный диапазон 112, 115
 Чолески факторы 236
- Шельф Лабрадора, кайнозойская страти-
 графия 152—154, 174—176, 179, 182—202
 — Новой Шотландии, кайнозойская стра-
 тиграфия 152—154, 174—176, 179, 186—202
- Экостратиграфическая концепция 60, 63
 Электрокаротаж скважин 295—303
 Эоцен — олигоцен, граница 104
- Юра, угольный бассейн 315—318, 327, 332,
 333
- Afrobolivina* *afra* 297, 301
Orbulina *universa*, использование для корреляции 226, 231—234, 237—265, 267
 SP-каротаж, палеоэкологическое значение 297, 298, 301—303

ИМЕННОЙ УКАЗАТЕЛЬ

- Агтерберг (Agterberg) 9, 10, 12, 62, 72, 78, 101, 102, 126, 147, 150, 268
 Альберт (Albert) 30
 Андерсон (Anderson) 235, 236, 252, 254
 Асколи (Ascoli) 152, 191, 196, 198
- Бальди-Беке (Báldi-Beke) 30**
 Баркер (Barker) 176
 Барнс (Barnes) 361
 Барр (Barr) 135
 Бартлетт (Bartlett) 191, 196
 Бастин (Bastin) 321
 Батъес (Batjes) 151, 176, 186, 217
 Белл (Bell) 14, 16
 Бензекри (Benzecri) 315, 321
 Берггрен (Berggren) 149, 151—153, 174, 176, 183, 186, 188, 190, 195, 197—199, 201, 202, 218, 264
 Беттенштадт (Bettenstaedt) 176, 186
 Би (Be) 231, 241, 245
 Бивер (Beaver) 62, 67, 70, 95, 101, 102, 138, 144, 145, 155, 158
 Биербауэр (Beerbower) 16
 Бирд (Beard) 152, 174, 190
 Бланк (Blank) 62
 Блоу (Blow) 152
 Бодуан (Beaudoin) 336
 Бок (Bock) 236
 Бокс (Box) 252
 Борде (Bordet) 321
 Борх фон дер (von der Borch) 265, 279
 Брауэр (Brover) 10, 12, 59—63, 65, 70, 72, 78, 80, 81, 83—85, 95, 104, 109, 127, 149, 152
 Бремнье-Тейль (Bremner-Teil) 314
 Брёккер (Broecker) 264
 Брокман (Broekman) 149
 Бролсма (Broolsma) 149
 Брэдли (Bradley) 299, 302
 Бузааш (Buzas) 321
 Бурро (Burroughs) 63, 70, 72, 80, 84, 149, 152
 Бьёрклунд (Bjorklund) 188, 199, 200
- Ван-Донк (Van Donk) 264**
 Ван Хинт (Van Hinte) 188, 199, 200
 Везер (Weser) 264, 279
 Вейнтрауб (Weintraub) 279
 Вернер (Werner) 15, 16
 Веттер (Vetter) 327
 Виг (Vigh) 30
 Вилкс (Vilks) 151
 Вильямс (Williams) 152, 154, 184, 186, 187, 189
 Виталис (Vitális) 30
 Виталис-Зилахи (Vitális-Zilahy) 30, 47
 Вуд (Wood) 20
- Габийн (Gabilly) 113
 Гартнер (Gartner) 265, 279
 Гелфанд (Gelfand) 81
 Герсонде (Gersonde) 149
- Гидай (Gidai) 29—31, 35, 55
 Гилберт (Gilbert) 349
 Гилл (Gill) 82
 Гордон (Gordon) 296, 304
 Госсенберг (Gossenber) 22
 Грабау (Grabau) 15
 Градштейн (Gradstein) 12, 62, 78, 101, 102, 109, 147, 152—154, 176, 183, 184, 186, 187, 189, 191, 218
 Грант (Grant) 103, 104, 152
 Грас (Gras) 327
 Грейнджер (Granger) 234, 235, 291
 Гриффитс (Griffiths) 354
 Гуднайт (Goodnight) 135
 Гукс (Guex) 61—63, 70, 90, 91, 95, 100—102, 104, 109, 114, 115, 118, 126
 Гхош (Ghose) 225, 293
- Давауд (Davaud) 61, 63, 70, 77, 78, 108, 114
 Дарлинг (Darling) 315
 Дауэл (Dowell) 358
 Дафф (Duff) 344
 Дебу (Deboo) 61, 106
 Дейвид (David) 155, 156, 172, 315, 343
 Дейвидсон (Davidson) 155
 Дейвис (Davis) 233, 236, 252
 Деннес (Denness) 369
 Дефант (Defant) 238, 245
 Дёвен (Doeven) 152
 Джадд (Judd) 369
 Джексон (Jackson) 152
 Джекховский (Jekhowsky) 61
 Дженкинс (Jenkins) 152, 235, 236, 251, 252, 261, 265, 267, 270, 272, 275
 Джеффорде (Jeffords) 152, 174, 190
 Джилл (Gill) 10
 Джон (John) 265, 279
 Джонсон (Johnson) 81, 83, 307
 Джонстон (Johnston) 152
 Диман (Dyman) 60—62, 65, 72, 83, 95, 104, 127
 Динеш (Dienes) 22, 28—30, 39, 44, 49, 109
 Дир (Dear) 134
 Доветон (Doveton) 82
 Доран (Doran) 81
 Дроугер (Drooger) 149, 152
 Дудич (Dudich) 29, 30
- Е (Yeh) 22**
- Жакэ (Jaquet) 126**
- Захариасце (Zachariasse) 149, 174
- Иёргенс (Jorgens) 150, 155, 159**
 Имбри (Imbrie) 232, 233, 237, 242, 248, 249, 252, 257, 259, 263, 264, 269, 279, 284, 285, 292
 Инденс (Indans) 176

- Каашитер (Kaaschieter) 151, 176, 186
 Казеш (Cazes) 321
 Кампиглио (Campiglio) 315
 Каримати (Carimati) 21, 22
 Карлетон (Carleton) 142, 313
 Кашман (Cushman) 151, 176
 Кедвес (Kedwes) 30
 Кендалл (Kendall) 81, 83, 86, 155, 161, 235, 251, 258, 305—307
 Кеннетт (Kennett) 264
 Керекес-Тюске (Kerekes-Tüske) 30
 Кернер-Сюмеги (Kerner-Sümegy) 30
 Кескемети (Kecskemeti) 30
 Кескемети-Көрменди (Kecskemeti-Körmen-
 du) 30, 31, 47
 Кессе (Kesse) 7
 Кипп (Kipp) 232, 233, 237, 242, 248, 249, 252, 257, 259, 263, 264, 269, 279, 284, 285, 292
 Кнауэр (Knauer) 38
 Кникер (Kniker) 218
 Ковакс (Kóvacs) 30
 Кожан (Cojan) 314, 322, 336
 Коке (Cox) 302
 Кокек (Korek) 29, 30, 55
 Кореке-Лаки (Korecz Laky) 30
 Коугилл (Cowgill) 81, 83
 Крамбеин (Krumbein) 16, 17
 Кристофер (Christopher) 62
 Круден тен (ten Krooden) 142, 355
 Кубитт (Cubitt) 8, 10, 20, 149, 355, 360
 Кук (Cooke) 152
 Кулинкович (Kulinkovich) 354, 355, 361
 Куон (Kwon) 278
 Куондт (Quandt) 312, 313
 Кэмпбелл (Campbell) 299, 309, 311, 313
 Кюммель (Kummel) 90, 91, 104
 Лаборде (Laborde) 126
 Ламб (Lamb) 151, 152, 174, 176, 190
 Леца (Lesage) 336
 Лиенхардт (Lienhardt) 333
 Линтс (Lynts) 232
 Лотт (Lott) 231, 241, 245
 Лютербакер (Luterbacher) 152, 174, 190
 Мак-Ги (McGee) 142, 313
 Мак-Каммон (McCammon) 47
 Мальмгрен (Malmgren) 264
 Манн (Mann) 10, 22, 29, 30, 358
 Манум (Manum) 188, 199, 200
 Марини (Marini) 21, 22
 Марквардт (Marquardt) 81, 83
 Маркс (Marks) 217
 Мартини (Martini) 188, 199, 200
 Мачен (Machen) 369
 Мейр (Mayr) 110
 Мердок (Murdock) 361
 Меррей (Murray) 14, 16
 Мерриам (Merriam) 10, 20, 355
 Миллендорф М. Т. (Millendorf M. T.) 127
 Миллендорф С. А. (Millendorf S. A.) 59—62, 65, 72, 81, 83, 85, 95, 104, 127, 128, 131
 Миллер (Miller) 62, 66, 81, 149
 Модрович-Ксайагхи (Modrovich-Csajághy) 30
 Моностори (Monostori) 30
 Мунтиан (Muntyán) 30
 Мюллер (Muller) 16
 Нель (Nel) 152
 Немеди-Варга (Némedi-Varga) 30
 Нив (Neave) 363
 Ноган (Nogan) 218
 Обер (Aubert) 176, 183, 186
 Олсон (Olsson) 197
 Оппель (Oppel) 8
 Палмер (Palmer) 95, 96, 98, 100—102, 140
 Парихха (Pariçhha) 293
 Пелиссонье (Pelissonnier) 336
 Петри (Petrie) 81
 Петтитт (Petiitti) 309, 310
 Пирсон (Pearson) 236, 296—298
 Постума (Postuma) 152, 191
 Потенца (Potenza) 21, 22
 Препарата (Preparata) 22
 Пур (Poore) 188, 190, 197, 199, 202
 Рабе (Rabe) 63
 Радман (Rudman) 278
 Ракоши (Rákosi) 30, 31, 47
 Реймент (Reyment) 8, 63, 295, 299, 304, 314
 Рейр (Reyre) 61
 Ренн (Renz) 176
 Ридель (Riedel) 149
 Робинсон (Robinson) 12
 Роджерс (Rodgers) 16
 Розложник (Rozlozsnik) 31
 Розо (Roso) 264, 279
 Рубель (Rubel) 63, 109
 Румли-Сцентей (Rumli-Széntai) 30
 Саллай (Sallai) 30
 Санфилиппо (Sanfilippo) 149
 Сард (Sard) 279
 Сен Гупта (Sen Gupta) 176
 Сепфонтейн (Septfontaine) 126
 Сзабо (Szabo) 30
 Сзюкс (Szücs) 30
 Сипосе (Sipose) 30
 Сисни (Cisne) 63
 Склейтер (Sclater) 265, 279
 Скотт (Scott) 63, 82, 149
 Смит Д. (Smith D.) 82, 103
 Смит Дж. (Smith J.) 15
 Снит (Sneath) 127
 Солл (Sall) 135
 Соутам (Southam) 60, 62, 70, 81, 109, 114, 149, 150
 Сохранов (Soxhranov) 355, 361
 Сривастава (Srivastava) 152, 191
 Стейнек (Steineck) 174
 Стейнфорт (Stainforth) 152, 174, 187, 190, 198, 199
 Стюарт (Stuart) 235, 251, 258, 305, 306
 Субботина 174
 Суза Де (De Souza) 126
 Сунт (Sweet) 104
 Тауту (Tautu) 81
 Тейл (Teil) 315, 316
 Тейхерт (Teichert) 104
 Типпер (Tipper) 82
 Тодд (Todd) 218
 Томас (Thomas) 151
 Торгерсон (Torgerson) 155
 Тотх (Toth) 30
 Тьялсма (Tjalsma) 151, 174, 183, 186
 Уилкинсон (Wilkinson) 81, 84
 Уилли (Wyllie) 361
 Уитмарш (Whitmarsh) 264, 279
 Уолтер (Walther) 344
 Уолтон (Walton) 344
 Уорсли (Worsley) 70, 150, 155, 159
 Уоттс (Watts) 235, 236, 251, 252, 261, 265, 267, 270, 272, 275
 Уэллер (Weller) 16
 Уэрнли (Wernli) 126

- Фаррион (Fahrion) 176, 186
 Фейлинг-Хансен (Feyling-Hanssen) 176, 195, 197
 Финн (Finn) 236, 241
 Фишер (Fisher) 306, 349
 Флейшер (Fleisher) 174
 Фредериксен (Frederiksen) 64, 78
 Фьютрелл (Fewtrell) 82, 103

 Хадсон (Hudson) 72, 78
 Хазра (Hazra) 293
 Хазель (Hazel) 60—62, 72, 78, 81, 83, 85, 95, 103, 104, 136, 138, 139, 149
 Хамден (Hamdan) 191, 196
 Хансен (Hansen) 176, 186, 195, 197
 Ханткен (Hantken) 31, 35
 Харденбол (Hardenbol) 201
 Харрингтон (Harrington) 109, 114
 Харрисон (Harrison) 231, 241, 245
 Хартли (Hartley) 236
 Хатанака (Hatanaka) 235, 291
 Хау (Howe) 217
 Хедберг (Hedberg) 15, 16, 108, 109
 Хей (Hay) 60, 62, 70, 81, 109, 114, 149, 150, 155—159
 Хелуиг (Helwig) 135
 Хеффнер (Heffner) 128, 131
 Хечт (Hecht) 232
 Хиллебранд (Hillebrand) 176
 Хилтерман (Hilterman) 186
 Хинш (Hinsch) 176, 186
 Хоглер (Khogler) 30
 Ходзон (Hodson) 81
 Хоккинс (Hawkins) 142, 313, 355
 Холланд (Holland) 109

 Хон (Hohn) 62, 65, 66, 71, 78, 95, 101, 102, 133, 134, 136, 139, 140, 143
 Хорват-Коллани (Horváth-Kollányi) 30
 Хьюз —Hughess) 234
 Хэллем (Hallam) 344

 Чатфилд (Chatfield) 236, 258, 278
 Читем (Cheetham) 61
 Чуринова (Churinova) 355, 361

 Шаролье (Charollais) 126
 Шварцахер (Schwarzacher) 17, 279, 339, 340, 342, 345, 348, 349
 Шенк (Schenk) 16
 Ши (Shih) 152
 Шлосс (Sloss) 14, 16, 17
 Шломбергер (Schlumberger) 295
 Шмидт (Schmidt) 149
 Шоу (Shaw) 14, 16, 18, 62, 95, 96, 100—102, 109, 134, 136, 138, 140, 141, 149, 355, 360
 Шрайдер (Schrader) 149, 188, 198—200

 Эдвардс (Edwards) 59, 62, 66, 67, 70, 72, 74, 78, 95, 101, 102, 109, 138, 144, 145, 152, 155, 158
 Эйзенхардт (Eisenhart) 357

 Ямбор-Кнесс (Jámbor-Kness) 30, 31, 47
 Ямбу (Jambu) 317, 321, 322

СОДЕРЖАНИЕ

От редакции	5
Предисловие	6
Предисловие редакторов	8
Введение. МПГК, Проект 148: обоснование, задачи и достижения. <i>Ф. П. Агтерберг</i>	9

I. ФОРМАЛИЗОВАННАЯ СТРАТИГРАФИЯ И КОРРЕЛЯЦИЯ

Краткая заметка о корреляции геологических последовательностей. <i>Брайан Р. Шоу</i>	14
Математическая формализация геологических связей, определяющих основную структуру геологического банка данных. <i>Роберто Каримати, Альберто Марини, Роберто Потенца</i>	21
Формализованная стратиграфия эоцена бассейна Дорог и Задунайского Среднегорья Венгрии и прилегающих территорий. <i>И. Динеш</i>	28

II. БИОСТРАТИГРАФИЯ

Количественная биостратиграфия: требования к методам и данным. <i>Люси Е. Эдвардс</i>	59
Простой метод количественной биостратиграфии. <i>Джеймс К. Брауэр, Вильям А. Бурро</i>	80
Автоматизация биохронологической корреляции. <i>Эрик Давауд</i>	108
Концептуальная основа латерального прослеживания биостратиграфических единиц. <i>Стивен А. Миллендорф, Марион Т. Миллендорф</i>	127
Свойства сводных разрезов, построенных с помощью метода наименьших квадратов. <i>Мишель Э. Хон</i>	133
Модели кайнозойской стратиграфии по фауне фораминифер северо-западной континентальной окраины Атлантики. <i>Ф. М. Градштейн, Ф. П. Агтерберг</i>	147
Анализ палеонтологических временных рядов и его применение в стратиграфической корреляции на примере данных по орбулинам в пробах DSDP. <i>Биной К. Гхош</i>	225

Корреляция между электрокаротажными кривыми в палеоэкологии. <i>Ричард Реймент</i>	295
Об измерении и моделировании зависимости между двумя стратиграфическими характеристиками. <i>А. Д. Гордон</i>	304
Применение анализа соответствия для выявления палеоэкологического контроля осадочных фаций французских угольных бассейнов вестфальского и стефанского возраста. <i>Изабелла Кожан, Газель Бремнье-Тейль</i>	314

III. ЛИТОСТРАТИГРАФИЯ

Количественная корреляция циклической формации известняков и глинистых сланцев. <i>В. Шварцахер</i>	339
Предлагаемый алгоритм геологически содержательного расчленения и перераспределения данных петрофизического каротажа скважин. <i>К. М. Гриффитс</i>	354
Предметный указатель	370
Именной указатель	372

КОЛИЧЕСТВЕННАЯ СТРАТИГРАФИЧЕСКАЯ КОРРЕЛЯЦИЯ

Под редакцией Джона Кубитта и Ричарда Реймента
 Научный редактор В. И. Чернышева, Младший научный редактор Т. С. Егорова
 Художник М. П. Кулешова, Художественный редактор А. Я. Мусин
 Технический редактор Н. И. Борисова, Корректор А. Я. Шехтер

ИБ № 5223

Сдано в набор 24.01.85. Подписано к печати 18.06.85. Формат 60×90^{1/16}. Бумага книжн. журн. Гарнитура литературная. Печать высокая. Объем 11,75 бум. л. Усл. печ. л. 23,50. Усл. кр.-отт. 23,50. Уч.-изд. л. 25,44. Изд. № 5/3409. Тираж 1300 экз. Зак. 842. Цена 4 р. 10 к.

ИЗДАТЕЛЬСТВО «МИР»
 Москва, 1-й Рижский пер., 2.

Московская типография № 11 Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. Москва, 113105, Нагатинская ул., д. 1.

4484