

МИНИСТЕРСТВО ВЫСШЕГО И СРЕДНЕГО СПЕЦИАЛЬНОГО
ОБРАЗОВАНИЯ РСФСР

ЛЕНИНГРАДСКИЙ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ

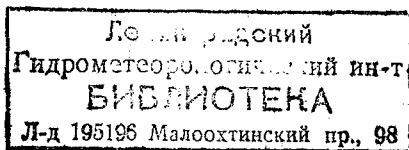
ТРУДЫ

ВЫПУСК 56

06
Т78

ВОПРОСЫ
ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИХ
ПРОГНОЗОВ
И СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛИЗА
ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Под редакцией д-ра техн. наук, проф. Ю. М. АЛЕХИНА



ЛЕНИНГРАД

1975

*Одобрено Ученым советом
Ленинградского гидрометеорологического института*

Принципиальная сущность большинства работ данного сборника состоит в исследовании теоретически и практически важного вопроса о внутренней причинности или обратной связи в гидрометеорологических макропроцессах, т. е. вопроса о том, в какой мере и с какой надежностью предшествующий ход макропроцессов может характеризовать их будущее развитие. В статьях изложен опыт применения динамико-статистического метода, основанного на учете внутренней причинности, для сверхдолгосрочного прогнозирования различных гидрометеорологических макроявлений, в частности годового стока рек, температуры воды Баренцева моря, дат ледовых явлений в бассейне р. Оби, составляющих теплового баланса и т. д.

Вопросы спектрального анализа гидрометеорологических рядов представлены в сборнике тремя работами.

Авторами сборника являются гидрологи суши, метеорологи и океанологи; соответственно сборник предназначен для инженеров и студентов всех этих специальностей.

Труды Ленинградского гидрометеорологического института

Выпуск 56

**Вопросы динамико-статистических прогнозов и спектрального анализа
временных рядов**

Редактор *З. Б. Ваксенбург*

© Ленинградский гидрометеорологический институт (ЛГМИ), 1975 г.

М-17375	Подп. к печати 13.11.75 г.	Объем 10 п. л.	Зак. 133
Типография ВОК ВМФ	Тираж 500	Цена 1 р. 20 к.	

О НЕКОТОРЫХ ПРОБЛЕМНЫХ ВОПРОСАХ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОГО МЕТОДА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Большинство статей данного сборника посвящено исследованию практической применимости предложенного автором динамико-статистического метода для прогнозов широкого круга процессов: океанологических, метеорологических и гидрологических. Последнее свидетельствует об универсальности данного метода, а учитывая положительный вывод о его эффективности, к которому приходят все авторы сборника, то и о его практической ценности. Все это, надо думать, поднимет интерес к динамико-статистическому методу и прежде всего к его теоретическим основам. Поэтому, не касаясь в данной статье техники разработки прогнозов, уже достаточно изложенной в ряде предшествующих работ [1, 2, 4, 6] (в наиболее систематизированном виде в [4, 6]), остановимся лишь на следующих вопросах теории метода, которые ранее рассматривались либо вскользь, либо вообще не рассматривались: 1) о внутрирядной закономерности макропроцессов природы как основе динамико-статистического метода; 2) о соотношении динамико-статистического метода и способов формального экстраполирования временных рядов; 3) об устойчивости корреляционных функций прогнозируемых рядов как факторе практической обоснованности динамико-статистического метода; 4) о названии метода.

О внутрирядной закономерности макропроцессов природы как основе динамико-статистического метода

Динамико-статистический метод (ДС-метод) представляет собой нечто принципиально отличное от подавляющего большинства традиционных методов прогнозирования, особенно в гидрологии (не считая способов формального экстраполирования, о которых речь впереди), в том отношении, что в нем не учитываются внешние факторы прогнозируемых элементов. Как известно, суть метода выражает зависимость

$$Q_t = f[Q_{t-1}, Q_{t-2}, \dots, Q_{t-n}], \quad (1)$$

элементы которой образуют последовательность членов прогнозируемого временного ряда $Q(t)$, $t = 1, 2, \dots$; таким образом, прогноз каждого последующего члена ряда осуществляется только по предшествующим членам, исходя из предпосылки о существовании внутрирядной закономерности или обратной связи в самих макропроцессах (подразумеваемая связь их предшествующих и будущих значений).

Конкретным проявлением этой закономерности является, по нашему мнению, цикличность всех без исключения естественных процессов. Хорошо известны, например, циклические колебания стока рек, состоящие в последовательном чередовании групп лет с повышенным и пониженным стоком; описанию и анализу этого всеобщего явления посвящено в гидрологии много работ, и число их увеличивается. В метеорологии столь же хорошо известны работы Г. Я. Вангенгейма, А. А. Гирса и их школы о формах атмосферной циркуляции и закономерностях их чередования; в частности А. А. Гирсом установлена преемственность чередования форм в виде

$$W \rightarrow E \rightarrow C \rightarrow \frac{W + E}{W + C} \rightarrow W \rightarrow \dots,$$

т. е. эпоха W наиболее вероятно сменяется эпохой E , затем C , затем смешанной циркуляцией, после чего вновь следует эпоха W , и цикл повторяется. Эта основополагающая цикличность атмосферных процессов естественно находит затем отражение в циклических перемещениях фронтов и в многолетнем ходе различных метеоэлементов — температуры воздуха, осадков и пр. Заглянув в гляциологию, сразу же сталкиваемся со всеобщим фактом цикличности колебаний ледников — сменой эпох наступления и отступления, когда в течение иногда нескольких десятилетий язык ледника постепенно спускается до дна горной долины и затем также за десятилетия вновь поднимается в горы. А на некоторых ледниках, называемых пульсирующими, на эти плавные, длительно периодные колебания накладываются еще и колебания другого рода, когда циклически через каждые несколько лет скорость движения ледника неожиданно и резко возрастает в 300–1000 раз, за несколько дней ледник сползает вниз на несколько километров, затем движение его столь же неожиданно прекращается, нижняя масса льда как бы отторгается от ледника и, не получая питания, уничтожается. К пульсирующим ледникам относятся в частности ледник Медвежий на Памире, получивший широкую известность благодаря катастрофической подвижке в 1973 г до этого аналогичные подвижки этого ледника наблюдали в 1937, 1951 и 1963 гг., т. е. через каждые 10–14 лет.

Широко известны циклические колебания и в лимнологии — например, периодически изменяющиеся уровни многих озер: чередующиеся интервалы лет уровни изменяют

от наивысшего стояния до почти полного высыхания и затем снова до наивысших отметок. Периоды таких колебаний различны на разных озерах; например, на бессточных озерах Западной Сибири и Казахстана они составляют 20—45 лет.

Множество примеров цикличности и в сейсмологии, в частности давно уже подмечена ритмичность землетрясений, происходящих почти одновременно по всей Земле. «Все имеющиеся сведения, — читаем в одной из специальных монографий (см. [2]), — по-видимому указывают на тот весьма любопытный факт, что существуют особые эпохи, весьма обильные сильными и разрушительными землетрясениями почти по всей поверхности Земли; например в 1778, 1821—1822, 1868 гг. они в большом количестве следуют одно за другим в течение весьма короткого промежутка времени, при чем обнаруживается как бы правильная периодичность между эпохами максимумов». Это подтверждается и многими другими авторами. Например, в одной из современных работ, посвященных землетрясениям Кавказа и Турции, читаем (см. [2]): «Сейсмическая активность имеет своеобразную ритмичность, которая проявляется в том, что число разрушительных землетрясений периодически то нарастает, то уменьшается». Периоды такой ритмичности на территории СССР составляют по разным источникам 3—5; 8—13 и 45—70 лет.

Относительно немного примеров многолетней цикличности в океанологии, но не потому, что океанологические процессы выпадают из общего правила, а потому, что наблюдения в открытом море до сих пор отрывочны и к тому же несовместимы по времени и координатам наблюдений (маршруты экспедиционных судов до сих пор редко прокладываются по путям предшественников, хотя имело бы больший смысл из года в год повторять одни и те же маршруты). Но даже разрозненные данные позволяют говорить о многолетней цикличности скорости океанических течений (например, Гольфстрима и Куро-сио) и уровня Мирового океана.

Не только в мертвой, но и в живой природе найдется множество примеров цикличности. Например, периодически повторяются через каждые 8—10 лет нашествия саранчи; в Турции и Северной Африке они наблюдаются до сих пор. Или многолетние цикличности численности популяций некоторых животных, не осложненные вмешательством человека, например леммингов в Норвегии; через каждые 8—10 лет здесь до сих пор наблюдается интересное явление самоуничтожения этих животных, когда, собравшись в огромные массы, они движутся к морю и тонут; или установленная некоторыми авторами периодичность акселерации: через каждые несколько поколений, примерно с периодом 60—70 лет, средний рост людей возрастает и уменьшается, и не одновременно на всей Земле, а на разных территориях в общем с разным сдвигом; или, наконец, уже твердо установленная в медицине периодичность эпидемий и пандемий некоторых болезней, например иппа.

Этот отрывочный перечень примеров имеет лишь одну цель — напомнить о всеобщей цикличности всех вообще процессов на Земле — геофизических, биологических и даже геологических (вспомним циклическое расположение геологических пластов). Периоды циклическостей весьма различны — от многовековых в цикличности великих оледенений, до 3—4 лет в циклическостях стока рек, но принципиальная сущность всюду одна — природа как бы дышит во всех формах и проявлениях, и всеобщий характер этого явления говорит о его фундаментальности. Исходя из этого, мы рискуем сделать казалось бы парадоксальное предположение: если циклическость всех земных процессов является всеобщей и фундаментальной, то она есть закон существования природы и поэтому каких-либо конкретных *физических* причин возникновения и существования не имеет. Доискиваться до *физических* причин циклическости равносильно, например, поискам физических причин законов всемирного тяготения или, например, закона Кулона — почему сила притяжения между заряженными телами обратно пропорциональна именно *квадрату* расстояния между ними. Это мировые константы и мировые законы, и принимать их надо, как они есть.

Предположение о циклическости как законе природы, не имеющем в каждом отдельном случае *физических* причинно-следственных связей, подтверждается тем, что, несмотря на многочисленные исследования в разных отраслях науки, бесспорных и конкретных причин циклическостей еще нигде не найдено. Правда, большие надежды возлагаются в последние годы на широко известную циклическость солнечной активности как возможную первопричину циклическости естественных процессов на Земле; в печати то и дело появляются рисунки с совмещенными многолетними графиками солнечной активности и, например, частоты заболеваний гриппом: солнечной активности и числа автомобильных катастроф (оказывается и этот процесс циклическ); солнечной активности и, например, среднегодового уровня различных озер и т. д. Во всех случаях сходство есть, но это не доказательство. Во-первых, любая гипотеза должна удовлетворять требованию всеобщности, что в данном случае сводится к тому, что если циклическость солнечной активности является первопричиной всех циклических колебаний на Земле, то периоды этих колебаний должны быть примерно одинаковыми. В действительности ничего подобного не наблюдается. Не говоря уже о различных периодах циклическости разных элементов (например, движения ледников и землетрясений), различные периоды преобладающих циклическостей одного и того же элемента в различных районах Земли, даже соседних. Например, средний период основной короткопериодной циклическости годового стока р. Дон — Калач равен 7,0 лет, а р. Днепр — Киев — 8,5 лет, р. Нева — Петрокрепость — 11,3 года, а р. Свирь — Мятусово — 5,9 лет; р. Енисей — Красноярск — 8,0 лет, а р. Енисей — Енисейск — 16,2 года и т. д.

Характеризуя множество известных к настоящему времени теорий упомянутых выше пульсирующих ледников, современный английский гляциолог Джон Ней заметил: «...любая из выдвинутых теорий, объясняющих подвижку ледника, имеет один недостаток: если она верна, то непонятно, почему все ледники не пульсируют, если она не верна, то непонятно, почему все-таки некоторые ледники пульсируют». Аналогично этому, характеризуя теории влияния солнечной активности на цикличность земных процессов, можно сказать, что любая из теорий, объясняющих цикличность естественных процессов цикличностью солнечной активности, имеет один недостаток: если она верна, то непонятно, почему разные процессы имеют разные периоды цикличности; если же она не верна, то непонятно, почему периоды цикличностей некоторых процессов все же равны периоду цикличности солнечной активности.

Во-вторых, если многолетние колебания солнечной активности генетически определяют колебания гидрометеорологических элементов, то необъясним постоянный и не поддающийся во всех известных случаях контролю сдвиг фазы между колебаниями солнечной активности и колебаниями гидрометеорологических явлений.

В-третьих, не следует забывать, что современное увлечение солнечной активностью как первопричиной цикличности гидрометеорологических процессов не ново: с момента опубликования материалов Вольфа в 1856 г., нечто подобное уже наблюдалось по крайней мере дважды — в 80-х годах прошлого века и в 20-х нынешнего. В том и другом случае дело не пошло дальше беллитристики и картинок, а так как методика и материалы исследований с тех времен изменились сравнительно мало, есть опасение, что нечто подобное произойдет и теперь.

Таким образом, несмотря на многие попытки и благие пожелания, в настоящее время практически нет бесспорных теорий о физических причинах цикличности природных явлений и в частности гидрометеорологических. Более того, в метеорологии, ведущей отрасли гидрометеорологического цикла, разговоры о физических причинах цикличности, видимо, вообще прекращены, судя, например, по [7]; в этой новейшей книге (1974 г.) нет не только страницы, но и единого слова о физических причинах цикличности атмосферной циркуляции, хотя об учете самой цикличности для целей метеопрогнозов по сути вся книга.

Все это свидетельствует о некоей «неуловимости» физических причин цикличности и заставляет задуматься над следующим вопросом: а не является ли в самом деле фактор суммы случайностей главной причиной цикличности в природе, т. е. не является ли цикличность природных процессов вероятностной по своему происхождению. Как известно, впервые на такую возможность указал Е. Е. Слуцкий [9] в математической работе, которая так и называется: «Сложение случайных процессов как источник циклических колебаний». В настоящее время этот вывод

Е. Е. Слуцкого считается математически бесспорным, как таковой вошел во все курсы теории вероятностей и, несмотря на это, в практике естествознания удивительным образом не учитывается, видимо, из-за стихийной приверженности большинства естествоиспытателей идее лапласовского детерминизма. Что касается автора данной статьи, то он давний сторонник гипотезы о вероятностной цикличности в вероятностной природе; это следует из [5], где дано обоснование этой гипотезы, исходя из представления о многоступенчатой схеме формирования природных явлений. Бесспорность этой гипотезы на наш взгляд не только в ее математическом обосновании, но и в способности просто решить многие недоуменные вопросы, например отмеченные выше о причине столь широкого диапазона периодов цикличностей природных явлений и неконтролируемых сдвигов фаз между циклическими гидрометеорологическими явлениями и колебаниями солнечной активности. Если цикличность вероятностна, то, следовательно, все ее параметры и, в частности, величина периода должны иметь функцию распределения; отсюда и большой спектр величин периодов и то, что некоторые из них, может быть даже наиболее часто наблюдаемые, будут близкими к периоду солнечной активности. Но совпадение это является случайным, а не генетическим, отсюда и случайный характер соотношения фаз. Ограничась на этом в рассмотрении проблемы причинности циклических колебаний, обратим внимание, что эта тема имеет прямое отношение к динамико-статистическому методу с далеко идущим выводом: если *физических* первопричин циклических колебаний гидрометеорологических явлений не существует, то прогнозы этих явлений с заблаговременностью, значительно превышающей возможности так называемых генетических методов прогнозирования (например, половодья по снегозапасам или летнего стока рек по осадкам и предшествующей водности), могут опираться на одну только предысторию прогнозируемых рядов, ибо прогноз явлений с годовой и многолетней заблаговременностью — это прогноз его многолетних колебаний, неоднозначных по своей природе. Следовательно, методы прогнозирования, основанные на учете предыстории прогнозируемых рядов (и, в частности, ДС-метод), являются для указанных прогнозов не только обоснованными, но и единственно возможными. На случай обвинения в ошибочности такого утверждения на том основании, что известны способы прогнозирования с большой заблаговременностью, например годового стока рек по связям с индексами атмосферной циркуляции, рассматриваемыми как внешние факторы многолетних колебаний стока, можно спросить: а какова судьба этих способов? Действительно, существовали подобные способы, например способ Г. П. Калинин и Н. Н. Белинского прогноза годового уровня Каспийского моря и Л. А. Вительса прогноза, в частности, годового стока рек, но все они быстро оказывались неприменимыми по причине, в конце концов, вероятностного характера циклических всех гидрометеоро-

рологических элементов. Поэтому опыт прогнозирования не отрицает, а подтверждает изложенный выше вывод.

Возвратимся к ДС-методу. Является ли этот метод оригинальным по признаку учета только предыстории прогнозируемого ряда? Нет, на этом принципе, как свидетельствует А. А. Гирс [7], основаны по сути дела все современные методы долгосрочных метеорологических прогнозов. «Все существующие в настоящее время методы долгосрочных метеорологических прогнозов различной заблаговременности, — констатирует А. А. Гирс, — основаны на учете характера исходного состояния атмосферы или характера развития атмосферных процессов в предшествующем периоде времени. При этом принято считать, что чем длительней срок, на который составляется прогноз, тем более длительный период должен учитываться в качестве исходного для прогноза. Так, например, для прогноза на следующий ЕСП (5—7 дней) обычно в качестве исходного состояния рассматриваются предшествующий один или два ЕСП. Для прогноза на сезон исходят обычно из характера предшествующего одного или двух сезонов и т. д. Для получения прогностических указаний на предстоящий промежуток времени обычно применяют следующие способы:

1. Из прежних лет подбирают несколько аналогов к исходному состоянию и, осредняя данные аналогов в прогнозируемом периоде, получают нужный прогноз.

2. Из числа аналогов подбирают лучший к исходному состоянию, а в качестве прогноза выдают данные лучшего аналога в периоде, соответствующем прогнозируемому периоду.

3. Экстраполируют исходное состояние на прогнозируемый период.

4. Определяют изменение данных от предшествующего периода к исходному. Полученные разности с их знаком используют для некоторого изменения исходного состояния и получают картину будущего периода.

5. Берут разности между нормальными значениями данных за исходный и прогнозируемый периоды и алгебраически прибавляют их к фактическим данным рассматриваемого исходного периода.

6. Устанавливают корреляционные связи между различными значениями данных в исходном состоянии и в прогнозируемом периоде. Оформляют их в виде таблиц множественной корреляции или в виде соответствующих номограмм, с помощью которых составляют статистический прогноз.

7. В исходном состоянии используют данные для ввода в уравнение регрессии, предназначенное для прогноза тех или иных значений рассматриваемого элемента или явления.

8. В исходном состоянии выбирают необходимые данные, вводят их в соответствующие уравнения и получают расчетные прогностические данные на предстоящий период (гидродинамический прогноз).

9. Выявляют в исходном периоде времени не типичные для данного периода процессы и принимают их за «ростки» новых процессов, т. е. процессов в прогностическом периоде времени. Учет их является основным аргументом для составления прогноза (принцип нарушений)».

Таким образом, все способы современных долгосрочных прогнозов погоды исходят из учета предыстории самого прогнозируемого процесса в предположении, что в ходе процесса должны повторяться аналогичные ситуации (способы 1 и 2); это ни что иное, как учет цикличности для целей прогнозирования, так как без цикличности, очевидно, не было бы и аналогий. Следовательно, принципиальная основа динамико-статистического метода не нова и научно обоснована минимум в той же мере, как и официальные современные способы долгосрочных метеопрогнозов. Видимо, благодаря этому обстоятельству — известной идентичности исходных положений в методах метеопрогнозов — ДС-метод был довольно быстро и в общем благожелательно принят в метеорологии и океанологии и довольно подозрительно в гидрологии. Видимо, последнее объясняется тем, что гидрологические процессы, в отличие от метеорологических, создают некую иллюзию их детерминированности. Осадки образуют речной сток, это бесспорно; следовательно, сток детерминирован, его внешние факторы — осадки и испарения — налицо. И хотя детерминированность эта прозрачна как платье андерсеновского короля (ибо если выйти за пределы ступени осадки — сток, легко придти к выводу, что детерминированность стока аналогична детерминированности атмосферной циркуляции), она до сих пор определяет развитие гидрологии и, в частности, гидропрогнозов. В течение десятилетий в основе последних лежит, главным образом, причинно-следственная связь осадки — сток и понятно, что на этом устоявшемся фоне идея прогнозирования по предыстории самого прогнозируемого процесса воспринимается по меньшей мере настороженно. Хотя ясно, что гидрологические прогнозы все-таки производны от метеорологических, и, следовательно, к прогнозированию первых в принципе применим тот же подход, что и к прогнозированию последних (и даже, видимо, с большей эффективностью, учитывая большую определенность территориального развития гидрологических процессов и большую точность их регистрации).

Перейдем к весьма существенному вопросу количественного обоснования зависимости (1) и прежде всего к вопросу о скоррелированности членов циклического временного ряда. Строгое математическое изложение этого вопроса можно найти во всех курсах теории вероятностей, а также в [2]. Но здесь ограничимся упрощенным логическим изложением, на наш взгляд более наглядным. Рассмотрим процесс в виде синусоиды периода T (рис. 1), и мысленно скорректируем пары его значений при различном сдвиге t единиц времени между ними. Примем $\tau = T$, т. е. коррелируем 1 и 1_1 , 2 и 2_1 , и т. д.; очевидно, коэффициент корреляции при этом

сдвиге $R(T) = 1,0$. Примем далее $\tau = \frac{1}{2}T$, т. е. рассмотрим пары 1 и $1'$, 2 и $2'$ и т. д. Имеем $R\left(\frac{1}{2}T\right) = -1,0$. Далее, зададимся $\tau = \frac{1}{4}T$ и $\tau = \frac{3}{4}T$; коррелируем 1 и $1''$, 2 и $2''$ и т. д.; 1 и $1'''$, 2 и $2'''$ и т. д. Имеем $R\left(\frac{1}{4}T\right) = R\left(\frac{3}{4}T\right) = 0,0$. Отложим все эти зна-

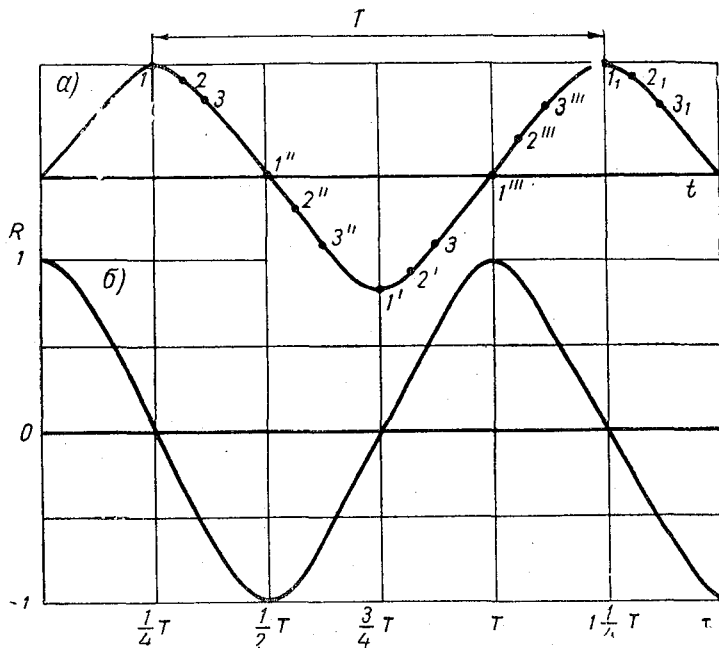


Рис. 1. Периодический процесс (а) и его корреляционная функция (б).

чения $R(\tau)$ на поле нижнего графика, получим корреляционную функцию синусоиды в виде косинусоиды с амплитудой $\pm 1,0$ и периодом T ; таким образом, процессу вида

$$Q(t) = a \cdot \sin \frac{2\pi}{T} (t + \psi), \quad (2)$$

$$a, T, \psi = \text{const},$$

соответствует корреляционная функция

$$R(\tau) = b \cos \omega \tau, \quad (3)$$

$$b = 1,0.$$

В случае простейшего циклического процесса, например, если в (2) $a \neq \text{const}$ и $T \neq \text{const}$, корреляционная функция будет также иметь вид (3), но с $b < 1,0$ и $\omega = \omega_0$, где ω_0 — средняя круговая частота на всем протяжении $Q(t)$.

Наконец, в общем случае сложного циклического процесса, образованного суммой n простейших циклов,

$$Q(t) = \sum_{i=1}^n a_i \sin(\omega_i t + \psi_i), \quad (4)$$

$$a_i, \omega_i, \psi_i \neq \text{const},$$

имеем

$$R(\tau) = \sum_{i=1}^n b_i \cos \omega_i \tau, \quad (5)$$

а при переходе к пределу по Хинчину—Колмогорову

$$R(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \cos \omega \tau dF(\omega), \quad (6)$$

где

$$F(\omega) = \lim_{\Delta \omega \rightarrow 0} \sum_{\Delta \omega} b_i \quad (7)$$

— функция распределения энергии циклических колебаний по спектру частот ω .

Таким образом, цикличность временного ряда создает циклически изменяющуюся по сдвигу τ скоррелированность его членов, что может рассматриваться как еще одно принципиальное обоснование зависимости (1): так как все части этой зависимости в той или иной мере скоррелированы друг с другом, то при достаточно большом числе членов n , общий коэффициент корреляции (1) может оказаться практически достаточным для эффективного прогнозирования.

Перейдем в связи с этим к понятию об общей корреляционной функции временного ряда, предложенному автором в 1965 г. [3]. Суть его состоит в том, что, задаваясь в зависимости (1) последовательностью $n = 1, 2, 3, \dots$, т. е. рассматривая последовательность зависимостей

$$Q_t = f(Q_{t-1}),$$

$$Q_t = f(Q_{t-1}, Q_{t-2}),$$

$$Q_t = f(Q_{t-1}, Q_{t-2}, Q_{t-3}), \dots$$

и вычисляя для каждой из них общий коэффициент корреляции \bar{R} , получим последовательность величин $\bar{R}_1, \bar{R}_2, \bar{R}_3, \dots$ при $n = 1, 2, 3, \dots$, или в общем виде функцию $\bar{R}(n)$, названную нами

общей корреляционной функцией ряда $Q(t)$. Изменяется она от минимума $R(1)$, т. е. коэффициента корреляции смежных членов ряда ($\tau = 1$) до максимума $\bar{R}_{\max} < 1,0$ при $n = n_{\text{опт}}$ (n оптимальное); при дальнейшем увеличении n функция либо остается примерно постоянной, либо убывает. По нашему мнению, $\bar{R}(n)$ является важной характеристикой временных рядов и не обязательно в связи с динамико-статистическими прогнозами, а при общем их анализе; жаль, что в литературе не было еще исследований, кроме авторских, с использованием этих функций.

На рис. 2 и 3 и в табл. 1 показаны результаты вычисления функций $\bar{R}(n)$ для некоторых естественных рядов: годового речного стока, годовых и сезонных сумм осадков и среднегодовой температуры воды в 200-метровом слое на Кольском разрезе Баренцева моря, а также для двух заведомо случайных рядов, образованных случайными числами из таблицы Митропольского [8] (вариант № 1) и цифрами из тиражей «Спортлото» (вариант № 2). Кроме параметров общих корреляционных функций $R(1)$, $n_{\text{опт}}$ и \bar{R}_{\max} , в табл. 1 приведены величины t_R — средние периоды корреляционных функций временных рядов в шагах (для годовых рядов — в годах). Для пояснения этого последнего параметра небольшое отступление. Логика подсказывает и опыт подтверждает, что крутизна подъема функций $\bar{R}(n)$ и числовые значения $n_{\text{опт}}$ и \bar{R}_{\max} прямо пропорциональны среднему периоду цикличности корреляционной функции ряда, видимо, по той причине, что с уменьшением периода и соответственным увеличением числа нулевых значений $R(\tau)$ уменьшается степень внутренней связанности рассматриваемого ряда. Поэтому вместе с $\bar{R}(n)$ нами, как правило, вычисляются и значения t_R по равенству

$$t_R = 2 \frac{\tau_{\text{пос}} - \tau_1}{N - 1}, \quad (8)$$

где $(\tau_{\text{пос}} - \tau_1)$ — промежуток по оси τ функции $R(\tau)$ между крайними точками перехода этой функции через нуль ($\tau_{\text{пос}}$, τ_1 — соответственно последняя и первая нулевые точки); N — общее число таких точек в этом промежутке.

Равенство (8) легко проверить; например, для показанного на рис. 1 отрезка корреляционной функции $N = 2$, $\tau_1 = \frac{1}{4}T$, $\tau_{\text{пос}} = \frac{3}{4}T$ и, следовательно, $t_R = T$.

Рис. 2 и 3 и табл. 1 приведены прежде всего для показа резкой разницы параметров t_R , $n_{\text{опт}}$ и \bar{R}_{\max} для заведомо случайных и естественных рядов. Для случайных рядов t_R не превышает 3,0, а для естественных не менее 8,0—11,0. Аналогично \bar{R}_{\max} для

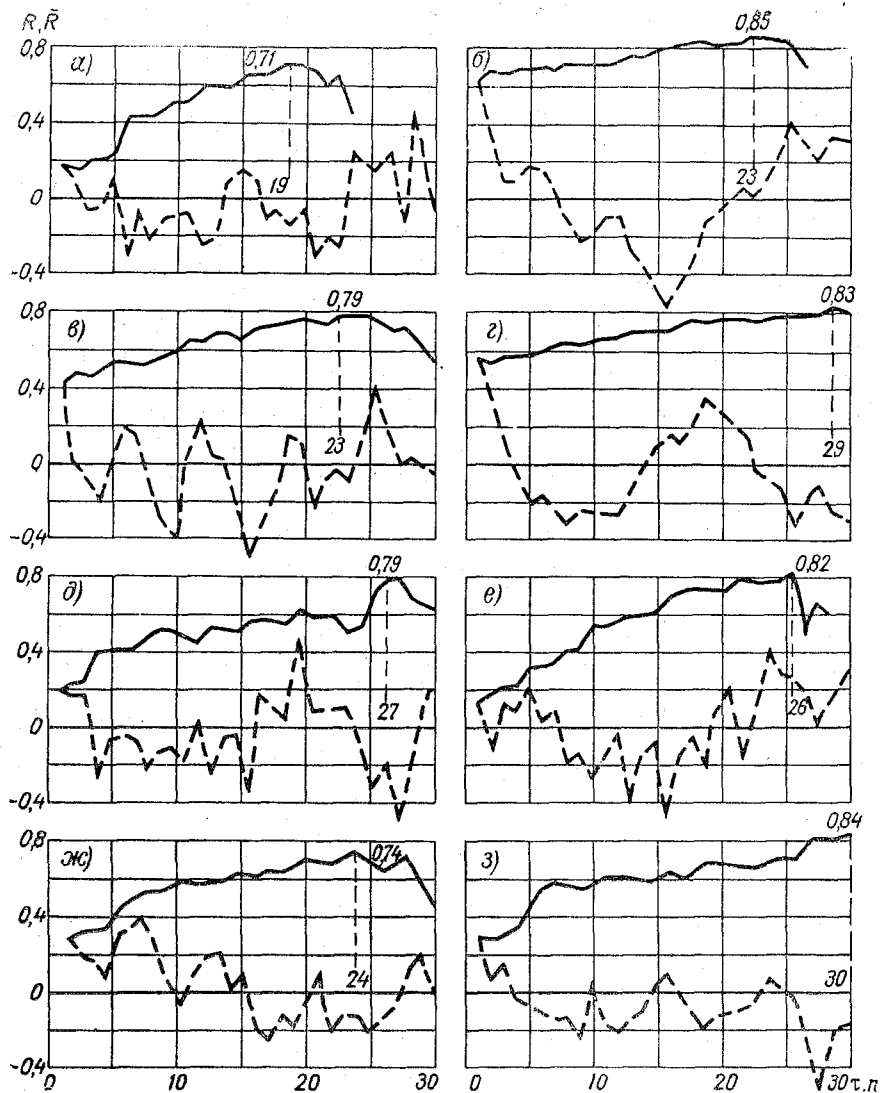


Рис. 2. Корреляционные и общие корреляционные функции гидрометеорологических рядов:

а — годового стока р. Днепр—Киев; *б* — годового стока р. Нева—Петрокрепость; *в* — годового стока р. Свирь—Мятусово; *г* — годового стока р. Иртыш—Тобольск; *д* — годовых осадков м/с Можайск, Московской области; *е* — летних осадков (V—VIII) в среднем в Ленинградской и Новгородской областях; *ж* — дат вскрытия р. Иртыш—Омск; *з* — среднегодовой температуры воды Баренцева моря (0—200 м) на Кольском разрезе

случайных рядов 0,44—0,58, а для естественных рядов 0,70—0,85, соответственно $n_{\text{онт}} = 13—16$ и 20—25. Все параметры для случайных рядов в 1,5—3 раза меньше, чем для естественных. Из этого следует, что в отличие от рядов заведомо случайных, в естественных рядах имеется внутренняя закономерность развития, что количественно

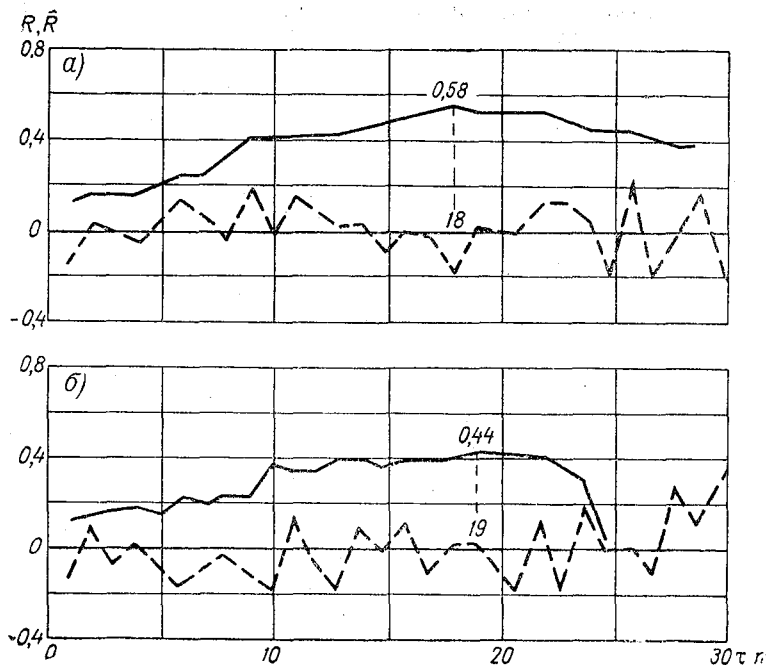


Рис. 3. Корреляционные и общие корреляционные функции случайных рядов:

а — вариант № 1 из таблицы случайных чисел Митропольского; *б* — вариант № 2—хронологическая последовательность цифр по тиражам „Спортлото“

обосновывает зависимость (1): из табл. 1 вытекает, что при заблаговременности 1 год прогнозы гидрометеорологических элементов по (1) могут быть получены с коэффициентом корреляции 0,70—0,85, т. е. примерно с такой же надежностью, как и многие современные генетические прогнозы при значительно меньшей заблаговременности. Не исключено, конечно, что для определенного круга процессов, главным образом с короткопериодными корреляционными функциями $t_R < 8,0$, эффективность прогнозов по (1) окажется практически недостаточной, но было бы странным утверждать, что динамико-статистический метод применим и эффективен без каких-либо ограничений.

Характеристики внутрирядной закономерности случайных и естественных рядов

№ п/п	Ряды	Число членов в ряду	Период наблюдений	Характеристики			
				$R(1)$	t_R	n_{opt}	R_{max}
	Случайные						
1	Вариант № 1	50	—	-0,14	4,0	13	0,58
2	Вариант № 2	50	—	-0,14	3,3	16	0,44
	Естественные						
3	Годовой сток р. Днепр — Киев	50	1910—1959	0,17	7,0	19	0,71
4	Годовой сток р. Нева — Петрокрепость	50	1910—1959	0,64	14,0	23	0,85
5	Годовой сток р. Свирь — Мятусово	50	1910—1959	0,42	7,4	23	0,79
6	Годовой сток р. Иртыш — Тобольск	50	1910—1959	0,55	20,0	29	0,83
7	Годовая сумма осадков на ст. Звенигород, Московской области	50	1910—1959	0,21	10,4	27	0,79
8	Сумма летних осадков за V—VIII в среднем в Ленинградской и Новгородской областях	50	1910—1959	0,13	8,6	26	0,82
9	Даты вскрытия р. Иртыш — Омск	50	1910—1959	0,28	6,8	24	0,74
10	Среднегодовая температура воды Баренцева моря на Кольском разрезе	50	1910—1959	0,27	7,2	30	0,84

О соотношении динамико-статистического метода и способов формального экстраполирования временных рядов

Способами формального экстраполирования или формально экстраполяционными мы именуем способы, основанные на учете короткой предыстории экстраполируемого ряда и средней тенденции развития на протяжении этой предыстории. Таков, например, известный в речной гидрологии способ прогноза уровня и расхода воды по линейной тенденции; в общих чертах суть его в следующем.

За 2—3 месяца прошлых лет вычисляются, например, двухсуточные (ΔH_2) и односуточные (ΔH_1) изменения уровня или расхода воды (30—40 пар величин) и статистически увязываются друг с другом на графике

$$\Delta H_1 = f[\Delta H_2]; \quad (8)$$

затем выпускаются прогнозы по равенству

$$[H_n]_{t+1} = [H_\Phi]_t + \Delta \bar{H}_1, \quad (9)$$

где t — сегодняшний день выпуска прогноза; $[H_\Phi]_t$ — известный сегодняшний уровень или расход; $\Delta \bar{H}_1$ — снятая с зависимости (8) средняя статистическая величина изменения уровня или расхода за сутки по изменению за двое предшествующих суток; $[H_n]_{t+1}$ — прогноз уровня или расхода на завтрашний день.

В принципе подобная схема применима не только для суточной единицы времени, но и для декады, месяца или сезона, а также для любого гидрометеорологического элемента. Формальность схемы видна достаточно ясно: какой-либо специфической закономерности хода прогнозируемого элемента зависимость (8) не учитывает.

Аналогичные способы имеются и в других областях гидрометеорологии. Например, из перечисленных выше способов метеорологических прогнозов, способы 3, 4, 5, 6 и 7 относятся к их числу по признаку небольшой продолжительности исходного периода (не более удвоенного прогнозного периода) и технике прогнозирования, в принципе аналогичной равенствам (8) и (9). К формально экстраполяционным относятся и прогнозы по так называемой теории экстраполирования стационарных случайных функций [11], где прогноз на шаг вперед осуществляется по предистории 1—2 шагов.

Вследствие формальности экстраполирования, знак хода экстраполируемого элемента в исходном и прогнозном периодах всегда принимается одинаковым; предвидеть изменение знака в прогнозном периоде при использовании формально экстраполяционных способов совершенно невозможно. Сопоставим это с ДС-методом.

Исходный период в этом методе, как следует из величин $n_{опт}$ в табл. 1, в 20—25 раз превышает прогнозный период (1 год), охватывая полностью не менее 2 циклов колебаний прогнозируемого элемента $\left(\frac{n_{опт}}{t_R}\right)$. Благодаря этому, т. е. обширности исход-

ной информации, в ДС-методе учитывается закономерность хода временного ряда, что в свою очередь позволяет прогнозировать не только величину, но и знак (по отношению к норме) хода элемента в прогнозном периоде. Конкретно этим ДС-метод отличается от формально экстраполяционных или просто экстраполяционных

способов прогнозирования, при использовании которых, как отмечено выше, знак хода элемента принципиально непрогнозируем. Поэтому следует считать ошибочной введенную самим автором терминологию, по которой зависимость (1) и ее линейный вариант

$$q_t = \sum_{\tau=1}^n k(\tau) q_{t-\tau}, \quad (10)$$

на котором собственно и основана практика динамико-статистического метода [4, 6], названы экстраполяционными, а функция $k(\tau)$, $\tau = 1, 2, \dots, n$, в (10) — экстраполяционной функцией. Эта терминология как бы согласуется с представлением о динамико-статистическом методе как экстраполяционном в обычно понимаемом формальном смысле, что в принципе не верно. Исходя из этого, есть резон отказаться от этой терминологии, не соответствующей истинному положению вещей. Предлагается называть в дальнейшем (1) и (10) зависимостью и равенством *обратной связи*, а функцию $k(\tau)$ — функцией *обратной связи* ряда $Q(t)$. Это соответствует принципиальной основе ДС-метода — учету обратной связи в прогнозируемых рядах.

Об устойчивости корреляционных функций прогнозируемых рядов как факторе практической обоснованности динамико-статистического метода

Суть проблемы в следующем. В силу вероятностного происхождения циклических колебаний, все естественные ряды в той или иной мере не стационарны, т. е. имеют переменные по длине рядов корреляционные функции. Например, если выхватить из длинного ряда отрезок от 1-го до 50-го члена, затем взять отрезок от 2-го до 51-го члена, затем — от 3-го до 52-го члена и т. д., и для каждого из этих отрезков вычислить отдельно их корреляционные функции, то последние в общем случае не будут совпадать друг с другом, либо на отдельных участках, либо по всей длине.

Из этого факта, который автором не отрицается, в принципе можно сделать вывод о невозможности использования ДС-метода для выпуска так называемых независимых прогнозов за пределами исходного ряда наблюдений. Например, предположим, что для разработки прогнозов использован 50-членный ряд от 1-го до 50-го члена. Для этого ряда вычислена корреляционная функция, по последней — функция обратной связи $k(\tau)$ в (10), и затем даны поверочные или зависимые прогнозы по (10) внутри исходного ряда, т. е. до 50-го члена включительно. Эти прогнозы в общем сомнений не вызывают.

Но основная цель разработки — дать прогнозы за пределами исходного ряда, например прогноз 51-го члена, а этого как будто и нельзя сделать, так как 51-й член входит «в зону действия» дру-

гой корреляционной функции для ряда от 2-го до 51-го члена, которая с первой функцией не совпадает. Следовательно, прогноз 51-го члена по прежней корреляционной функции всегда будет ошибочным, а эффективность независимых прогнозов, в силу этого, всегда меньше сравнительно с прогнозами зависимыми. Следовательно, ДС-метод практически необоснован по причине неизбежно малой эффективности независимых прогнозов. Все верно, но конечный вывод ошибочен, и вот почему.

Если корреляционная функция изменяется, то она должна изменяться непрерывно, не только при переходе от отрезка 1—50 к 2—51 и т. д., но и внутри каждого из них. Например, если внутри отрезка 1—50 выделить отрезки от 1-го до 40-го члена, от 2-го до 41-го члена и т. д., то их корреляционные функции будут также не совпадать как друг с другом, так, видимо, в еще большей мере, и с корреляционной функцией для всего отрезка 1—50.

Легко понять, что из этого следует: каждый зависимый прогноз внутри отрезка 1—50 будет иметь ошибку, вызванную несоответствием корреляционной функции малого отрезка, в который входит рассматриваемый член, от корреляционной функции большого отрезка 1—50, использованной для прогноза этого члена. Поэтому для доказательства того, что оправдываемость независимых прогнозов всегда должна быть значительно меньше оправдываемости зависимых прогнозов, надо очевидно доказать, что изменения корреляционной функции при переходе от одного большого отрезка к другому, например от 1—50 к 2—51, всегда должны быть более значительными, чем отклонения корреляционных функций малых отрезков 1—40, 2—41 и т. д. от корреляционной функции отрезка 1—50. Видимо, доказать это невозможно. Скорее наоборот, более логично, что отклонения $R(\tau)$ для 1—40, 2—41 и т. д. от $R(\tau)$ для 1—50 более значительны, чем для корреляционных функций 1—50 и 2—51, хотя бы потому, что в последнем случае ряды отличаются друг от друга на один шаг, а в первом случае на большее число шагов.

По нашему мнению, оправдываемость зависимых и независимых прогнозов по причине непрерывности изменения $R(\tau)$ должна быть примерно одинаковой, тем более, что изменения $R(\tau)$ по длине ряда видимо имеют характер колебаний около некоторой средней функции. При экспериментальной проверке этого мнения следует не забывать о том, что независимых прогнозов обычно выпускается значительно меньше, чем зависимых. Например, если исходный ряд равен 50 членам, а число членов в (10) $n = 20$, то очевидно число поверочных зависимых прогнозов будет равно 30. Независимых прогнозов за пределами 50-членного ряда обычно выпускается 1—2, т. е. в 15—30 раз меньше. Это может существенно исказить истину в представлении об оправдываемости независимых прогнозов. Например, если выпущено два независимых прогноза и один из них оказался неудовлетворительным, то получается, что оправдываемость этих прогнозов равна 50%, тогда как

даже при 3—4 неудовлетворительных зависимых прогнозах и при общем их числе 30, получим значительно большую цифру обеспеченности. Но истинного соотношения обеспеченностей зависимых и независимых прогнозов эти цифры естественно не характеризуют.

О названии метода

По мере увеличения известности рассматриваемого метода, видимо, растет интерес к частностям, в том числе и к его названию: почему метод назван динамико-статистическим, а не просто, например, статистическим. В такой постановке вопрос представляется нам заслуживающим специального рассмотрения, хотя в [2] и [5] об этом уже говорилось.

По классификации, принятой в современной философии естествознания (см., например, [10]), существуют два вида закономерностей: динамические и статистические. Первые — это закономерности, «управляющие поведением индивидуального объекта и позволяющие установить однозначную связь его состояний» [10]; вторые — это закономерности, «управляющие поведением больших совокупностей и в отношении индивидуального объекта позволяющие делать лишь вероятностные (неоднозначные) заключения о его поведении» [10]. Зададим вопрос: к какому из этих видов относятся закономерности естественных процессов?

Видимо, в подавляющем большинстве их нельзя назвать динамическими, так как они неоднозначны или нефункциональны (динамическими можно, видимо, назвать лишь закономерности движения планет). К виду статистических закономерностей они относятся в большей мере, но здесь возникает вот какое соображение: назвать их статистическими, — значит объединить их с закономерностями рядов случайных чисел, что недопустимо, так как закономерности естественных процессов качественно более высокая ступень развития, чем закономерности рядов случайных чисел (см. табл. 1).

Поэтому автор предложил в [5] дополнить указанную классификацию закономерностей природы третьим промежуточным видом закономерностей, а именно динамико-статистическими закономерностями естественных процессов с внутрирядной обратной связью. Для конкретизации определения динамических, динамико-статистических и статистических закономерностей автор предлагает использовать величину максимума общей корреляционной функции \bar{R}_{\max} временных рядов, а именно (см. табл. 1):

— динамическими называть закономерности, если для процессов, которыми они управляют, $\bar{R}_{\max} = 1,0$;

— статистическими называть закономерности, если для процессов, которыми они управляют, $\bar{R}_{\max} \leq 0,6$;

— динамико-статистическими называть закономерности, если для процессов, которыми они управляют, $0,6 < \bar{R}_{\max} < 1,0$.

Теперь ответим на поставленный выше вопрос о названии рассматриваемого метода: метод назван динамико-статистическим по названию вида закономерностей, им учитываемых. Из изложенного также следует, что статистическими следует называть лишь методы формального экстраполирования (см. выше), не учитывающие внутрирядных закономерностей экстраполируемых рядов и оперирующие со случайными рядами типа цепей Маркова. К динамико-статистическому методу это название не применимо, если мы заинтересованы в построении научной классификации закономерностей природы и соответствующей ей терминологии.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Динамико-статистический метод прогноза геофизических макропроцессов. Труды ЛГМИ, 1961, вып. 11, с. 97—123.
2. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963, 86 с.
3. Алехин Ю. М. Об общих (сводных) корреляционных функциях естественных макропроцессов (на примере рядов годового стока). Труды ЛГМИ, 1965, вып. 23, с. 41—47.
4. Алехин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна, Мурманск, 1968, вып. XII, с. 123—138.
5. Алехин Ю. М. Проблема причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности. Труды ЛГМИ, 1969, вып. 35, с. 39—45.
6. Гвоздева В. Г. Комплексная программа прогнозирования на ЭВМ динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, с. 115—123.
7. Гирс А. А. Макроциркуляционный метод долгосрочных метеорологических прогнозов. Л., Гидрометеоздат, 1974, с. 228.
8. Митропольский А. И. Техника статистических вычислений, изд. II, М., «Наука», 1971, с. 492.
9. Слуцкий Е. Е. Сложение случайных процессов как источник циклических колебаний. Избранные труды. Изд-во АН СССР, 1960, с. 110—127.
0. Философия естествознания (выпуск первый), М., Политиздат, 1966, с. 238—242.
1. Яглом А. М. Введение в теорию стационарных случайных функций. «Успехи математических наук», 1952, т. VII, вып. 5, с. 75—84.

ВЗАИМНЫЙ СПЕКТРАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ИНДЕКСОВ АТМОСФЕРНОЙ ЦИРКУЛЯЦИИ НАД РАЗЛИЧНЫМИ РАЙОНАМИ СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКИ

В целях изучения пространственной и временной структуры колебаний интенсивности атмосферной циркуляции в Северной Атлантике был проведен кросс-спектральный анализ индексов А. Л. Каца [3].

В качестве исходных данных использовались среднемесячные значения зональных J'_z и меридиональных J'_m индексов атмосферной циркуляции за 22 года, методика вычисления которых подробно изложена в работе [1]. Индекс J'_z характеризует преобладающий воздушный перенос на уровне моря. При положительных значениях индекса J'_z преобладающими являются западные переносы, при отрицательных — восточные переносы. Аналогичным образом $J'_m > 0$ соответствует случаю преобладания южных переносов над северными. Всего было использовано J'_z на 10 отрезках меридианов и J'_m на 11 отрезках параллелей из акватории между 40—70° с. ш. и 10° в. д.—70° з. д. (рис. 1).

Все вычисления проводились для исходных рядов, представленных в аномалиях от средних многолетних значений и предварительно сглаженных косинус-фильтром низких частот. Период сглаживания был принят равным 4 месяцам. Затем как для J'_z так и для J'_m были вычислены взаимные корреляционные функции функции взаимной спектральной плотности, когерентность и разность фаз.

Расчет взаимной корреляционной функции производился по формуле

$$R_{xy}(\tau) = \frac{1}{N - \tau} \frac{\sum_{i=1}^{N-\tau} x_i y_{i+\tau} - \bar{x}\bar{y}}{\sigma_x \sigma_y},$$

где N — объем выборки; x_i — члены первого ряда; y_i — члены второго ряда; τ — временной сдвиг ($\tau = 0, 1, \dots, 50$); остальные обозначения — общепринятые.

При оценке значимости вычисленных значений взаимной корреляционной функции проверялась нулевая гипотеза, заключающаяся в том, что величина коэффициента корреляции для исследуемого элемента в двух точках при фиксированном τ равна нулю. Эта проверка выполнялась по методике, изложенной в работе [6]. Интервал, для которого с вероятностью 90% вычисленные значе-

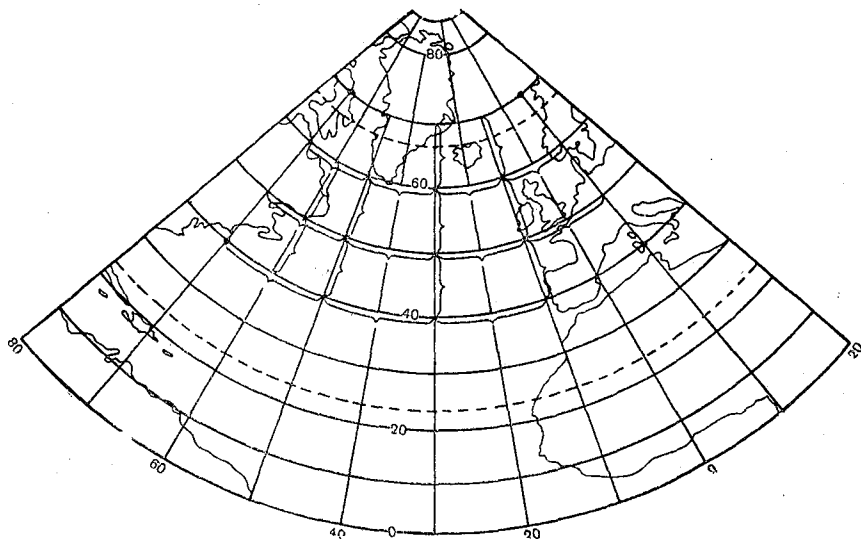


Рис. 1. Схема отрезков меридианов и параллелей, по которым вычислены индексы зональной и меридиональной циркуляции.

чения R_{xy} , порождены случайными отклонениями нулевого значения коэффициента корреляции от нуля, определялся из соотношения

$$|R_{xy}| < \text{th} \frac{1,645}{\sqrt{N - \tau - 3}}.$$

Для значений R_{xy} , лежащих в этом интервале, с вероятностью 90% (при выбранном уровне значимости $\alpha = 0,10$) можно утверждать, что они порождены случайными отклонениями коэффициентов корреляции от нуля. Для значений, лежащих выше верхней границы интервала и ниже нижней, вероятность того, что они являются результатом случайного отклонения от нуля, составляет 5%.

Анализ временных функций взаимной корреляции зональных индексов атмосферной циркуляции позволил выявить структуру пространственной неоднородности исследуемого процесса. Функ-

ции взаимной корреляции зональных индексов атмосферной циркуляции для смежных пар отрезков меридианов 10, 30, 50 и 60° з. д. между широтами 40—50 с. ш. имеют максимум на нулевом сдвиге. Коэффициенты корреляции для различных пар меняются от 0,55 до 0,76. Аналогичные результаты дает анализ взаимных корреляционных функций J'_z для тех же пар отрезков меридианов между широтами 50—60° с. ш. и для отрезков меридианов 10 и 30° з. д. между 60 и 70° с. ш. Для зональных индек-

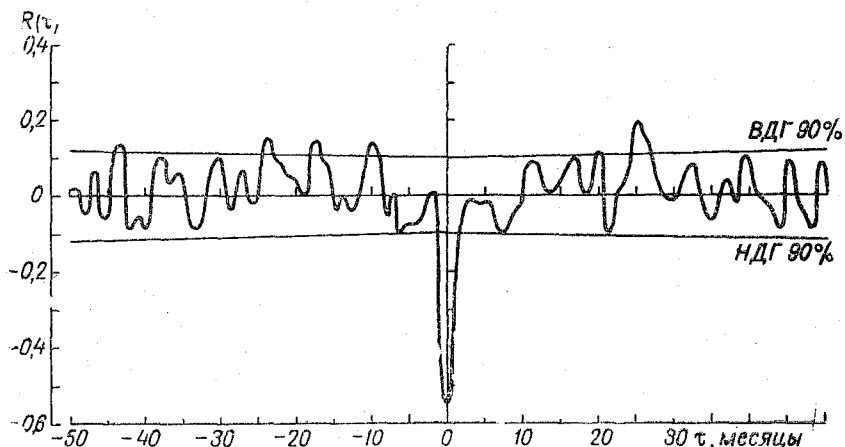


Рис. 2. Взаимная корреляция индексов зональной циркуляции на отрезках меридиана 10° з. д. в широтных зонах 40—50° с. ш. и 60—70° с. ш.

сов атмосферной циркуляции, лежащих в разных широтах, функции взаимной корреляции имеют максимум при сдвиге около 36 месяцев. Следует отметить, что только между зональными переносами воздушных масс в районе Азорского максимума (10 и 30° з. д. между 40 и 50° с. ш.) и в районе Исландского минимума (10 и 30° з. д. между 60 и 70° с. ш.) существует тесная обратная корреляционная зависимость (рис. 2).

Взаимный корреляционный анализ меридиональных индексов атмосферной циркуляции J'_m показал следующее. Для всех пар отрезков параллелей 40, 50 и 60° с. ш. в каждой меридиональной зоне 10° в. д. — 10° з. д., 10—30° з. д., 30—50° з. д. и 50—60° з. д. существует синхронная связь, характеризуемая коэффициентами корреляции, превосходящими 0,30. Взаимные корреляционные функции J'_m различных пар отрезков параллелей в зонах 30—50° з. д. и 50—70° з. д. с отрезками параллелей в зонах 30—10° з. д. и 10° з. д. — 10° в. д. симметричны относительно начала координат (максимум на нулевом сдвиге) с отрицательными коэффициентами корреляции. Известно, что коэффициент корреляции отрицателен, если два процесса влияют друг на друга во взаимно обратных на-

правлений или зависят от некоторого третьего параметра так, что при возрастании одного из процессов будет иметь место уменьшение другого, и наоборот [2]. В данном случае отмеченный факт указывает на обратную связь направлений меридиональных переносов в западной и восточной частях Соверной Атлантики. Взаимные корреляционные функции J'_m для отрезков параллели 60° с. ш. и 40° с. ш. имеют максимумы при временных сдвигах 34—36 месяцев.

Ответом на вопрос, корреляцией между компонентами высокой или низкой частоты обусловлена статистическая корреляционная связь между интенсивностью воздушных переносов в различных частях Северной Атлантики, являются результаты взаимного спектрального анализа. Функция взаимной спектральной плотности $S_{xy}(\omega)$ представляет собой преобразование Фурье взаимной корреляционной функции, т. е.

$$S_{xy}(\omega) = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} R_{xy}(\tau) \cdot e^{-i\omega\tau} d\tau,$$

где ω — частота. Взаимный спектр состоит из двух компонент-коспектра и квадратурного спектра. Для целей настоящей работы коспектр Q_{xy} вычисляется по формуле

$$Q_{xy}(\omega_r) = \frac{\Delta t}{2} \left\{ [R_{xy}(m) + R_{yx}(m)] \cos \pi r + 2 \sum_{\tau=1}^{m-1} [R_{xy}(\tau) + R_{yx}(\tau)] \right\},$$

где Δt — дискретность наблюдений, равная 1 месяцу; $m = 50$ — максимальный сдвиг, использованный при расчете функции взаимной корреляции; $r = 0, 1, \dots, m$. Он характеризует синхронные зависимости между двумя временными рядами. Квадратурный спектр измеряет вклад различных гармоник в суммарную ковариацию ряда, полученную при сдвиге гармоник временного ряда $x(t)$ по отношению к ряду $y(t)$ на четверть периода назад

$$Co_{xy}(\omega_r) = \Delta t \sum_{\tau=1}^{m-1} [R_{xy}(\tau) - R_{yx}(\tau)] \sin \frac{\pi r}{m} \tau.$$

Дополнительно ординаты Q_{xy} и Co_{xy} сглаживались по схеме Ханна.

Для зональных и меридиональных индексов атмосферной циркуляции были рассчитаны также когерентность [5]

$$CH(\omega_r) = \frac{Q_{xy}(\omega_r)^2 + Co_{xy}^2(\omega_r)}{S_x(\omega_r) S_y(\omega_r)}$$

и сдвиг фазы φ на частоте ω_r между процессами $x(t)$ и $y(t)$

$$\varphi = \text{arctg} \frac{Q_{xy}(\omega_r)}{C_{O_{xy}}(\omega_r)}.$$

(Здесь S_x и S_y — собственные спектры процессов $x(t)$ и $y(t)$. Все вычисленные характеристики относились к элементарным полоскам частот, середины которых определялись из соотношения

$$\omega_r = \frac{\pi r}{m \Delta t}.$$

Коспектры зональных индексов на различных отрезках меридианов показали, что основной вклад в общую взаимную ковариацию вносят низкочастотные компоненты (с периодами около 2 и 3 лет). Аналогичные результаты получены при анализе коспектров меридиональных индексов на различных широтах.

Исследование диаграмм когерентности позволило выявить степень связности исследуемого процесса в различных районах Северной Атлантики для конкретных значений частоты. Была рассчитана доверительная граница когерентности при уровне вероятности $p = 5\%$ и числе степеней свободы $2N/m \approx 10$ [5]. Рассматривались только значения когерентности больше 0,53.

Значения когерентности зональных индексов на отрезке меридиана 10° з. д. между $50-60^\circ$ с. ш. с зональными индексами на других отрезках меридианов в этой же широтной зоне велики как для длиннопериодных, так и для короткопериодных колебаний (табл. 1).

Таблица 1

Когерентность между J'_3 на 10° з. д. и на 30° з. д. между $50-60^\circ$ с. ш.

Период, месяцы	33	14	11	6	4
Когерентность	0,66	0,68	0,76	0,76	0,76

Когерентность между J'_3 и на других отрезках меридианов в этой широтной зоне велика. Для широтной зоны $40-50^\circ$ с. ш. значимая связь зональных индексов атмосферной циркуляции на отрезках меридианов $10, 30, 50$ и 60° з. д. отмечается на периодах около 33, 25 и 6 месяцев. Значения когерентности составляют 0,77—0,86. Для J'_3 на отрезках 10° з. д. и 30° з. д. в широтной зоне $60-70^\circ$ с. ш. основной вклад в общую взаимную ковариацию вносят колебания с полугодовым периодом. Когерентность между интенсивностью зональных переносов на отрезках меридианов 10 и 30° з. д. между $40-50^\circ$ с. ш. и тех же меридианов между 60

и 70° с. ш. значима (0,65—0,89) для периодов около 33 и 6 месяцев (рис. 3). При анализе взаимной корреляции для этих районов отмечалась обратная корреляционная зависимость со значимыми коэффициентами корреляции. Между зональными переносами на остальных отрезках меридианов, находящихся в разных широтных зонах, когерентность на всех частотах оказалась незначимой.

Меридиональные индексы атмосферной циркуляции на различных отрезках широт вдоль меридиональной зоны $10\text{--}30^\circ$ з. д. имеют значимую когерентность на периоде около 11 месяцев,

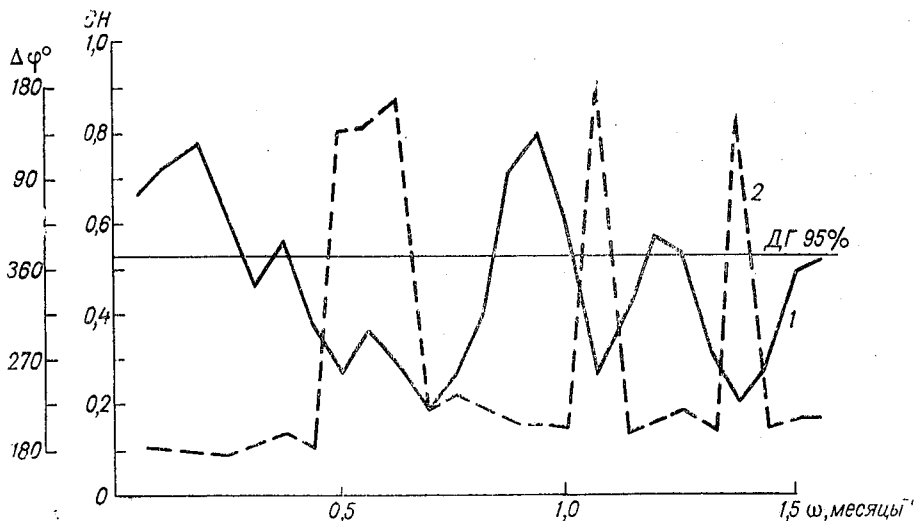


Рис. 3. Когерентность (1) и разность фаз (2) индексов зональной циркуляции на отрезках меридиана 10° з. д. в широтных зонах $40\text{--}50^\circ$ с. ш. и $60\text{--}70^\circ$ с. ш.

а в зонах 30 и 50° з. д. и $50\text{--}70^\circ$ з. д. на периодах около 20 и 6 месяцев. Между J'_m на различных отрезках параллелей в западном и восточном районах Северной Атлантики высокая корреляция на двухлетнем и полугодовом периодах.

Анализ фазовых диаграмм для индексов J'_3 , между которыми была отмечена значимая когерентность, показал, что в широтной зоне $50\text{--}60^\circ$ с. ш. не отмечается сдвига по фазе для колебаний с периодом 33 месяца. (Доверительные интервалы для разности фаз определялись по графику из работы [3]). В широтной зоне $40\text{--}50^\circ$ с. ш. колебания J'_3 на 60° з. д. опережают по фазе колебания на 10° з. д. на четверть периода, т. е. на 8—9 месяцев. Для колебаний с периодом 6 месяцев получены следующие результаты. В широтной зоне $50\text{--}60^\circ$ с. ш. фаза колебаний сохраняется. В зоне $40\text{--}50^\circ$ с. ш. колебания J'_3 на отрезке меридиана 10° з. д. опережают колебания на 60° з. д. на 270° . Колебания в зоне $60\text{--}70^\circ$ с. ш.

синфазны. Оказалось также, что колебания J'_2 на меридианах 10 и 30° з. д. в зоне 40—50° с. ш. и колебания в зоне 60—70° с. ш. находятся в противофазе.

Колебания с периодом 20 месяцев меридиональных переносов в западной и восточной частях Северной Атлантики находятся в противофазе, а с периодом около 6 месяцев сдвинуты на четверть длины волны.

Таким образом, результаты выполненного анализа показывают, что связность интенсивности зональных переносов над различными районами существенно выше, чем меридиональных. Наиболее сильно зональные переносы связаны между собой на частотах, соответствующих полугодовому, двухлетнему и трехлетнему периодам. Выявленные особенности могут быть использованы при долгосрочном прогнозе интенсивности атмосферной циркуляции в районе Северной Атлантики. Наличие статистически значимых компонент в колебаниях интенсивности воздушных переносов делает перспективным использование динамико-статистического метода прогноза, а также других методов, учитывающих длительные тенденции развития макропроцессов. Асинхронные связи также дают основу для создания эффективных схем долгосрочного прогноза.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бауман И. А., Кондратович К. В. Некоторые особенности воздушных переносов на уровне моря в Северной Атлантике. Сб. «Океанологические исследования в Атлантике». Труды АтлантНИРО, вып. XLVIII, Калининград, 1972, с. 3—12.
2. Григоркина Р. Г., Губер П. К., Фукс В. Р. Прикладные методы корреляционного и спектрального анализа крупномасштабных океанологических процессов. Изд. ЛГУ, 1973, 172 с.
3. Дженкинс Г., Ваттс Д. Спектральный анализ и его приложения, ч. 2. М., «Мир», 1972, 287 с.
4. Кац А. Л. Сезонные изменения общей циркуляции атмосферы и долгосрочные прогнозы погоды. Л., Гидрометеиздат, 1960, 222 с.
5. Пановский Г. А., Брайер Г. В. Статистические методы в метеорологии. Л., Гидрометеиздат, 1972, 209 с.
6. Пугачев В. С. Теория случайных функций. М., Физматгиз, 1962, 883 с.

ПРИМЕНЕНИЕ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОГО МЕТОДА В ЗАДАЧЕ ПРОГНОЗА ТЕМПЕРАТУРЫ ВОДЫ В БАРЕНЦЕВОМ МОРЕ

В последние годы широкое распространение получил динамико-статистический метод прогноза геофизических явлений, предложенный профессором Ю. М. Алехиным [1—3]. В частности, этот метод был с успехом применен для прогноза месячных, сезонных и годовых значений температуры воды на стандартных разрезах Баренцева моря [6—11].

Как и в других областях естествознания, в гидрометеорологии предпринимаются попытки выявления закономерных тенденций развития в ходе атмосферных и гидрологических процессов, раскрытия тех внутренних связей и внешних факторов, которые обуславливают специфику изучаемых явлений и дают основу для научного предвидения — прогноза [4—9].

В подавляющем большинстве природных процессов методологически правильным является выделение трех частей, обуславливающих соответствующие тенденции развития, а именно: детерминированной, вероятностной и случайной. Решение проблемы прогноза детерминированной части возможно на пути использования законов классической физики. Принципиально возможен прогноз на любой срок с наперед заданной точностью. Непременным условием прогноза при познании соответствующих законов является достаточно точная фиксация одного состояния — «начальных условий». Математические и вычислительные трудности предполагаются преодоленными.

Предсказание вероятностной части природного процесса возможно лишь вероятностными методами, применение которых позволяет обобщить длительные ряды наблюдений, учесть совокупное влияние многообразных связей и воздействий. Чисто случайная часть процесса не поддается предсказанию, и ее существование обуславливает наличие некоторого объективного предела предсказуемости, преодолеть который невозможно ни путем разработки более совершенных схем прогноза и использования более мощной вычислительной техники, ни путем улучшения системы наблюдений.

Если бы процесс состоял только из детерминированной и чисто случайной частей, то по мере совершенствования схем прогноза

мы ассимптотически приближались бы к некоторому пределу предсказуемости. Создание более корректных физических и математических моделей, улучшение системы наблюдений и применение более мощных вычислительных машин окупалось бы увеличением оправдываемости прогнозов до тех пор, пока практически не был бы достигнут предел предсказуемости, и дальнейшие усилия стали бы экономически нецелесообразными. Если же в природном процессе заметный вклад вносит вероятностная часть, то эффективное решение проблемы прогноза невозможно лишь с позиций ньютоновских законов. Более перспективными будут вероятностные методы, лучше отражающие специфические природные особенности процесса. Познание закономерных тенденций развития, их использование в прогностических целях невозможно без исследования истории процесса за сравнительно большой по сравнению со сроком предсказания отрезок времени.

Динамико-статистический метод прогноза нацелен на одновременное решение задачи предсказания и детерминированной и вероятностной частей процесса. Путем изучения истории процесса выявляются длительные тенденции развития, учет которых и находит отражение в математическом аппарате метода [1—3].

Решение прогностической задачи или задачи экстраполяции отыскивается на пути минимализации средней квадратической ошибки. Используется метод наименьших квадратов, при котором главное внимание уделяется крупным ошибкам. Операция прогноза линейна и осуществляется по формуле

$$q(t) = \sum_{\tau=m}^n k_m(\tau) q(t-\tau), \quad (1)$$

где $q(t)$ — член ряда $Q(t)$ в отклонении от среднего значения ряда $Q(q_i = Q_i - Q)$; $k_m(\tau)$ — члены функции оптимального экстраполирования; m — заблаговременность прогноза, равная некоторому целому числу членов исходного ряда $Q(t)$; n — число членов функции экстраполирования.

Можно определить избранный подход к задаче прогноза как линейное предсказание по методу наименьших квадратов стационарных временных рядов.

Наряду с общими особенностями применения математического аппарата теории стационарных случайных функций, имеющими значение для широкого класса задач, выявлены и другие критерии, относящиеся собственно к динамико-статистическому методу [6, 10].

Соответствующие исследования показали, что при прогнозе гидрометеорологических явлений исходный временной ряд должен быть достаточно длительным (не менее 50 членов) и не содержать пропусков [3, 2]. Следовательно, характерной чертой метода является статистическое обобщение и учет длительной по сравнению с заблаговременностью прогнозирования истории развития при-

родного процесса. В этом отношении динамико-статистический метод, насколько нам известно, превосходит другие методики прогноза, нашедшие оперативное применение.

Ю. М. Алехин предложил судить о перспективности дальнейших прогностических операций на основе анализа графика корреляционной функции $R(\tau)$. Желательным является наличие долгопериодных колебаний $R(\tau)$ и выполнение неравенства

$$t_R = 2 \frac{\tau_n - \tau_1}{N - 1} \geq 8. \quad (2)$$

Здесь t_R — «средний период корреляционной функции».

Как показал опыт прогнозирования сезонных и годовых значений стока рек и сезонных осадков, при выполнении данного неравенства прогнозы были успешными в 90% случаев [3]. Смысл требования, устанавливаемого этим неравенством, очевиден. Колебания корреляционной функции $R(\tau)$ отражают наличие соответствующих колебаний в исходном процессе, и существование долгопериодических тенденций развития несомненно благоприятно для построения прогностических схем. В этой связи остановимся на вопросе об анализе спектрального состава природного процесса. Такой анализ не является необходимым при создании схемы прогноза для какого-либо элемента в рамках применения динамико-статистического метода. Однако изучение спектрального состава природного колебания представляет определенный познавательный интерес и расширяет обоснование для применения или отказа от использования динамико-статистического метода. Принципиально возможно непосредственно использовать данные о спектральном составе колебания для создания схем прогноза на основе математического моделирования. Заметим, что такие схемы прогноза были созданы, но их эффективность оказалась ниже, чем у рассматриваемых схем. Поэтому ограничимся изложением лишь самых общих сведений об анализе спектрального состава колебаний.

Задача спектрального анализа колебаний является традиционной для гидрометеорологии. С помощью различных математических приемов колебание, имеющее циклический вид, аппроксимировалось в виде суммы более простых колебаний. В отдельных случаях оказывалась возможной определенная физическая интерполяция составляющих спектра. Широко известны такие способы гармонического анализа, как скользящее осреднение, периодограмм-анализ, анализ Фурье и др. Эти способы, будучи достаточно корректными в математическом отношении, не обладают высокой разрешающей способностью. Сказанное означает, что требуются сравнительно длинные ряды наблюдений для выделения колебания с периодом T : наблюдения по продолжительности должны в 2—8 раз превышать период колебания.

Для специалистов по долгосрочным гидрометеорологическим прогнозам вопрос о разрешающей способности гармонического

анализа имеет важное значение. Им интересны длительные тенденции развития макропроцессов, которые можно использовать при прогнозировании. Ряды соответствующих наблюдений, как правило, не являются достаточными в количественном и качественном отношениях. Высокой разрешающей способностью в задаче гармонического анализа обладает функция спектральной плотности $S(\lambda)$. Ее разрешающая способность близка к единице.

По формуле обращения интеграла Фурье функция спектральной плотности $S(\lambda)$ может быть выражена через корреляционную функцию $R(\tau)$:

$$S(\lambda) = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} R(\tau) \cos \lambda \tau \cdot d\tau. \quad (3)$$

Зная корреляционную функцию $R(\tau)$, можно с помощью равенства (3) получить значения $S(\lambda)$. Графики $S(\lambda)$ позволяют получить представление о распределении плотности (частоты) квадратов амплитуды составляющих колебаний. Следовательно, она описывает распределение энергии колебаний в зависимости от частоты λ (или периода) колебаний.

На основании опыта достаточно широких испытаний и оперативного составления прогнозов месячных и сезонных значений температуры воды на разрезах Баренцева моря мы полагаем, что нет необходимости связывать оценку перспективности прогностических схем с выполнением неравенства (2). Достаточно полное представление о перспективности решения прогностической задачи можно получить путем непосредственного составления «прогнозов по зависимому ряду» по уравнению (1).

Важный методологический вопрос возникает перед прогнозистом, когда нужно выбрать оптимальное число членов функции экстраполирования $k_m(\tau)$, т. е. число членов n в правой части прогностического уравнения (1). И при решении этого вопроса целесообразно ориентироваться на результаты использования уравнения (1) для восстановления исходного ряда $Q(t)$.

Надежной количественной оценкой качества прогнозов по уравнению (1) является функция $r_{\Phi D}(n)$, которую можно назвать функцией точности экстраполирования. Функция $r_{\Phi D}(n)$ представляет собой последовательность коэффициентов корреляции между фактическими и расчетными значениями элемента при различном числе слагаемых: от 1 до 30 — $(\tau + 1)$. Максимуму функции $r_m(n)$ соответствует оптимальное число слагаемых в уравнении (1), которое обозначается $n_{\text{опт}}$.

Важным этапом является составление независимых прогнозов, для которых характерно то, что функция экстраполирования и другие статистические характеристики получены по одному отрезку временного ряда, а прогнозные значения рассчитываются по другому отрезку ряда. По существу получение независимых прогнозов методологически эквивалентно опыту оперативного прогнозирования.

Однако и для авторов прогноза, и для его потребителей только положительная оценка достаточно продолжительного оперативного применения метода дает уверенность в необходимости и желательности его последующего использования и распространения на другие объекты.

Перейдем к рассмотрению примеров применения динамико-статистического метода в двух прогностических задачах: для предсказания месячных и годовых значений температуры воды слоя 0—200 м на Кольском разрезе (t_w).

Первые варианты расчетных схем прогноза сезонных значений были получены в 1966 г. Исходный ряд представлял последовательность значений t_w определенного сезона. Понятно, что при таком подходе годовой ход элемента не рассматривается. Принципиальным недостатком схемы является отсутствие учета значений t_w в другие сезоны, корреляция с которыми несомненна. Поэтому нами был предложен иной подход к комплектованию исходного ряда, а именно: в отклонениях от соответствующих сезонных или месячных «норм» [6]. Представляя ряд $Q(t)$ в отклонениях от сезонных или месячных «норм», мы исключали годовой ход и обеспечивали сохранение естественной последовательности членов ряда.

В табл. 1 представлены месячные значения температуры воды слоя 0—200 м на Кольском разрезе за период от января 1966 г. по декабрь 1970 г.; в заключительной строчке таблицы даны многолетние «нормы» соответствующих месяцев.

В табл. 2 исходный ряд t_w представлен в отклонениях от соответствующих месячных «норм». Средняя величина месячной аномалии для рассматриваемого отрезка ряда составляет $-0,44$ (среднее значение по данным табл. 2). Согласно порядку представления исходного ряда, характерного для динамико-статистического метода, выписываем ряд в отклонениях от этого среднего значения (табл. 3). Подготовленный таким образом ряд используется для расчета на ЭВМ корреляционной функции $R(\tau)$. В табл. 4 приведены значения $R(\tau)$, рассчитанные для рассматриваемого ряда на ЭВМ БЭСМ-2.

Таблица 1

Средние месячные значения t_w на Кольском разрезе и их «нормы» по данным 1922—1967 гг.

Год	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1966	3,00	2,50	1,95	1,70	1,70	2,40	3,00	3,60	3,70	3,40	3,50	3,50
1967	2,83	2,43	2,40	2,57	2,96	3,44	4,25	4,55	5,27	5,50	5,25	4,38
1968	3,74	3,29	3,04	2,93	3,04	3,14	3,80	4,20	4,60	4,45	3,70	3,60
1969	3,50	3,16	2,70	2,33	2,37	2,88	3,40	3,85	4,32	4,80	5,50	4,80
1970	4,28	3,90	3,50	3,33	3,18	3,65	4,26	4,74	5,11	4,84	4,85	4,20
Норма*	3,97	3,55	3,20	2,97	3,14	3,54	4,23	4,73	4,93	4,96	4,74	4,41

Месячные аномалии t_w на Кольском разрезе

Год	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1966	-0,97	-1,05	-1,20	-1,27	-1,44	-1,14	-1,23	-1,13	-1,23	-1,56	-1,24	-0,91
1967	-1,14	-1,12	-0,80	-0,40	-0,18	-0,10	-0,13	0,12	-0,01	0,54	0,51	-0,03
1968	-0,23	-0,26	-0,16	-0,04	-0,10	-0,40	-0,43	-0,53	-0,33	-0,51	-1,04	-0,81
1969	-0,47	-0,39	-0,50	-0,64	-0,67	-0,66	-0,83	-0,88	-0,61	-0,16	0,76	0,39
1970	0,31	0,35	0,30	0,36	0,04	0,11	0,03	0,01	0,18	-0,12	0,11	-0,21

Месячные аномалии t_w на Кольском разрезе в отклонениях от средней аномалии

Год	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1966	-0,53	-0,61	-0,76	-0,83	-1,00	-0,70	-0,79	-0,69	-0,79	-1,12	-0,80	-0,47
1967	-0,70	-0,68	-0,36	0,04	0,26	0,34	0,01	0,56	-0,56	0,98	0,95	0,41
1968	0,21	0,18	0,28	0,40	0,34	0,04	0,01	-0,09	-0,11	-0,07	-0,60	-0,37
1969	-0,03	0,05	-0,06	-0,20	-0,23	-0,22	-0,39	-0,44	-0,17	0,28	1,20	0,83
1970	0,75	0,79	0,74	0,80	0,48	0,55	0,47	0,45	0,62	0,32	0,55	0,23

Таблица 4

Значения корреляционной функции $R(\tau)$ ряда месячных t_w на Кольском разрезе

τ	$R(\tau)$	τ	$R(\tau)$	τ	$R(\tau)$
0	1,00	10	0,12	20	-0,09
1	0,80	11	0	21	-0,03
2	0,72	12	-0,21	22	0,10
3	0,63	13	-0,32	23	0,24
4	0,59	14	-0,30	24	0,40
5	0,55	15	-0,36	25	0,53
6	0,45	16	-0,32	26	0,48
7	0,34	17	-0,32	27	0,58
8	0,25	18	-0,26	28	0,64
9	0,18	19	-0,19	29	0,73
				30	0,79

На рис. 1 приведен график корреляционной функции $R(\tau)$ месячных значений t_w Кольского разреза. Средний период корреляционной функции t_R по формуле (3) равен 20 месяцам. Несомненно, что между месячными значениями t_w на Кольском раз-

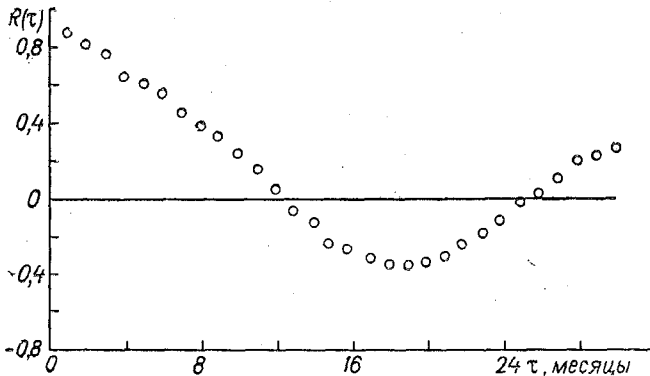


Рис. 1. График корреляционной функции $R(\tau)$ месячных значений с исключением годового хода температуры воды слоя 0—200 м на Кольском разрезе.

резе существует выраженная скоррелированность, хорошо представлено и колебание с периодом около 20 месяцев. Для сравнения приведем график $R(\tau)$ ряда сезонных значений t_w на Кольском

разреze за 1945—1970 гг. (рис. 2). Сравнение графиков рис. 1 и 2, видимо, позволяет сделать вывод о более закономерном изменении $R(\tau)$ у ряда месячных значений t_w , расположенных в естественной последовательности.

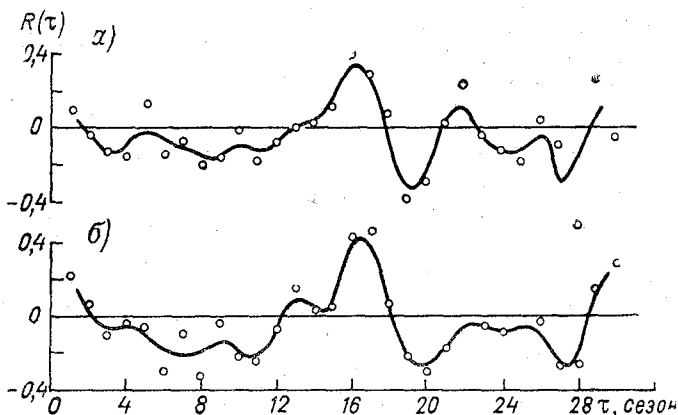


Рис. 2. Графики корреляционных функций $R(\tau)$ для III (а) и IV (б) кварталов значений t_w на Кольском разрезе.

Ранее было упомянуто, что, зная $R(\tau)$, можно по формуле (3) перейти к значениям функции спектральной плотности $S(\lambda)$. На рис. 3 представлены графики функции спектральной плотности рядов месячных значений t_w на Кольском, Харловском, Широтном и Медвежьем разрезах. Обращает на себя внимание, что энергия температурных колебаний на разрезах Баренцева моря сосредоточена в одном диапазоне частот, соответствующих периодам от 25 до 60 месяцев. Это обстоятельство говорит, во-первых, об единстве физико-географических условий, вызывающих температурные колебания на всех разрезах Баренцева моря. Во-вторых, оно является благоприятным условием разработки схем долгосрочного гидрометеорологического прогноза, обосновывает применение динамико-статистического метода.

Для более полного суждения о прогностических возможностях динамико-статистического метода воспользуемся данными об оправдываемости оперативных прогнозов месячных значений t_w на Кольском разрезе за последние несколько лет. В опытном порядке в конце каждого года составлялся прогноз на 12 месяцев будущего года. Если при прогнозах на 1 шаг ($m = 1$) в правой части уравнения (1) наряду с весовыми коэффициентами — членами функции экстраполяции $k_m(\tau)$ — представлены лишь фактические значения t_w , то при $m > 1$ там появляются прогнозные значения.

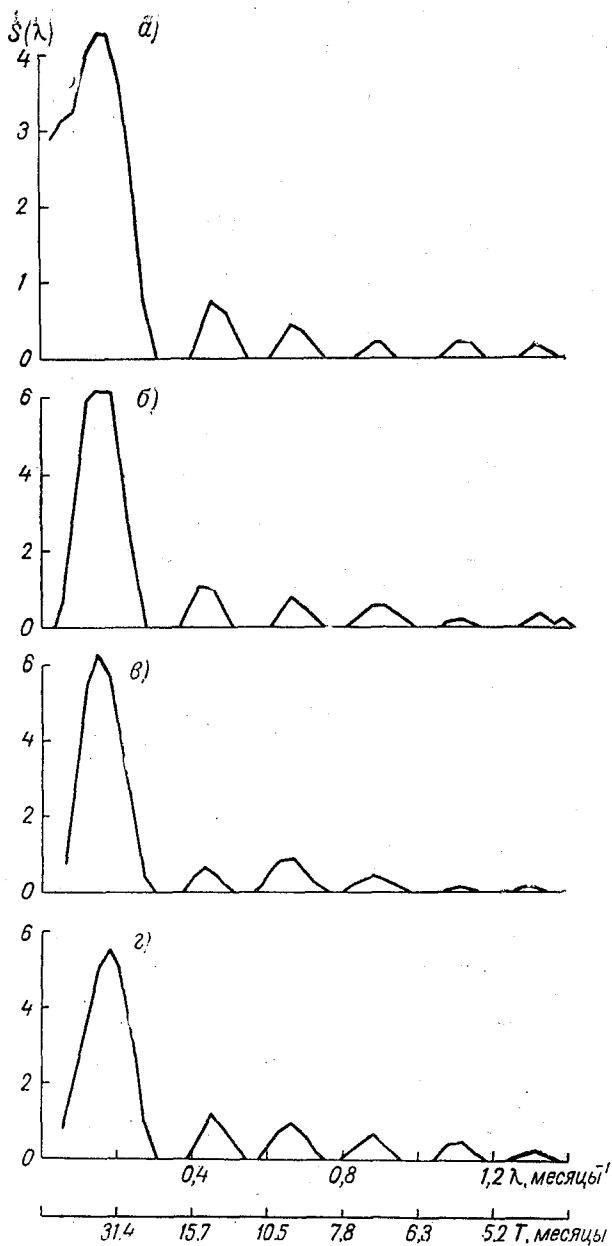


Рис. 3. График функции спектральной плотности $S(\lambda)$ рядов месячных значений температуры воды слоя 0—200 м на Кольском (а), Харловском (б), Широтном (в) и Медвежьем (г) разрезах Баренцева моря.

При прогнозе на два шага ($m = 2$) уравнение (1) используется дважды: сначала дается прогноз на 1 месяц, затем полученное прогнозное значение t_w подставляется в первый член правой части уравнения и рассчитывается прогноз на второй месяц.

Следовательно, прогноз на несколько месяцев заключается в последовательном использовании уравнения (1), т. е. шагами по времени.

В оперативных условиях прогнозы на 12 месяцев будущего года составлялись обычно в ноябре предшествующего года с использованием последних фактических данных за октябрь. Поэтому заблаговременность прогноза для января составляла 3 месяца, а для декабря — 14 месяцев.

В случае необходимости, при появлении крупных непредсказанных аномалий (крупных ошибок прогноза), составлялась корректировка прогноза. Содержание работы в случае корректировки совпадает с последовательностью операций при обычном составлении прогноза: заново вычисляются корреляционная функция $R(\tau)$ и функция оптимального экстраполирования $k_m(\tau)$.

Рассмотрим особенности оценки прогнозов и их корректировок (уточнений) на примерах составления прогнозов по Кольскому разрезу за 1968—1970 гг.

При оценке качества оперативных прогнозов мы использовали несколько способов. В соответствии с требованиями [10], ошибка прогноза δ сопоставлялась с допустимой ошибкой $\delta_{\text{доп}}$. В качестве допустимой погрешности $\delta_{\text{доп}}$ при заблаговременности прогноза до двух месяцев принималась величина $\pm 0,674\sigma$, где σ — квадратическое отклонение прогнозируемого элемента. Величина вычисляется по многолетним данным и, следовательно, характеризует природную изменчивость температуры.

При заблаговременности от 2 до 6 месяцев $\delta_{\text{доп}} = \pm 0,8\sigma$ и при заблаговременности более 6 месяцев $\delta_{\text{доп}} = \pm \sigma$.

В табл. (5) приведены данные об оправдываемости месячных прогнозов температуры воды слоя 0—200 м на Кольском разрезе. Как уже указывалось, заблаговременность прогноза на январь составляет 3 месяца, на февраль — 4, на декабрь — 14 месяцев. Здесь в строках «Ф» представлены фактические значения t_w , в строках «П» — прогностические значения и в строках δ_1 — ошибки этих прогнозов. Под условным обозначением «КП» приведены корректировки (уточнения) прогнозов. В 1968 г. в уточнении прогноза не было необходимости, в 1969 и 1970 гг. уточнение составлялось. В графе δ_2 даны ошибки уточненных прогнозов. Заключительные строчки дают представление о величине допустимой погрешности для каждого месяца в зависимости от заблаговременности прогноза ($\delta_{\text{доп} 1}$ — для П и $\delta_{\text{доп} 2}$ — для КП). Если ошибка прогноза меньше допустимой погрешности $\delta_{\text{доп}}$, то прогноз оправдался. В последнем столбце таблицы даны оправдываемости прогнозов в процентах.

Оправдываемость прогнозов месячных значений t_w на Кольском разрезе

Год	Сим-вол	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Оправды- ваемость, %
1968	Ф	3,74	3,16	3,04	2,93	2,95	3,14	3,80	4,20	4,60	4,45	3,70	3,60	83,4
	П	4,21	3,26	3,00	2,77	3,03	3,24	3,97	4,54	4,60	4,71	4,47	3,20	
	δ_1	-0,47	-0,10	0,04	0,18	-0,08	-0,10	-0,17	-0,34	0,00	-0,25	-0,77	0,40	
	КП	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
	δ_2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
1969	Ф	3,50	3,16	2,70	2,33	2,37	2,88	3,40	3,85	4,32	4,80	5,50	4,80	83,5
	П	3,24	2,90	2,55	2,29	2,39	2,84	3,59	4,12	4,32	4,35	4,19	3,93	
	δ_1	0,26	0,26	0,15	0,04	-0,02	0,04	-0,19	-0,27	0,00	0,45	1,31	0,87	
	КП	—	—	2,51	2,17	2,38	2,77	3,70	4,13	4,27	4,36	4,36	4,08	
	δ_2	—	—	0,19	0,16	-0,01	0,11	-0,30	-0,28	0,05	0,44	1,14	0,72	
1970	Ф	4,28	3,90	3,50	3,33	3,18	3,65	4,26	4,74	5,11	4,84	4,85	4,20	67,0
	П	3,65	3,34	3,04	2,84	2,89	3,40	4,18	4,62	4,64	4,56	4,36	4,06	
	δ_1	0,63	0,56	0,46	0,49	0,29	0,25	0,08	0,12	0,46	0,28	0,49	0,14	
	КП	—	3,65	3,28	3,13	3,30	3,61	4,20	4,76	4,48	4,93	4,65	4,07	
	δ_2	—	0,25	0,22	0,20	0,12	0,04	0,06	-0,02	0,12	-0,09	0,20	0,13	
	$\delta_{\text{доп}}$	0,43	0,42	0,42	0,40	0,57	0,56	0,58	0,59	0,55	0,62	0,55	0,49	
	$\delta_{\text{доп 2}}$	0,36	0,30	0,36	0,32	0,46	0,45	0,46	0,59	0,55	0,62	0,55	0,49	

Как можно видеть по данным табл. 5, оправдываемость прогнозов в целом положительно характеризует динамико-статистический метод. Самый неудачный прогноз П на 1970 г. оправдался на 67%, причем не оправдались прогнозы на первые четыре месяца, когда сказывалось влияние крупной положительной аномалии t_w , сформировавшейся под влиянием резко аномальных условий макропогоды в ноябре—декабре 1969 г. Эта аномалия не была предсказана прогнозами П и КП на 1969 г. Не была она предсказана и в начале ноября, когда составлялся прогноз на 1970 г. Однако уточнение прогноза КП позволило дать правильное представление о термике Кольского разреза в 1970 г. (все ошибки меньше допустимых).

Другим способом оценки прогнозов, еще не получившим у нас широкого распространения, но являющимся основным в США, может служить сравнение оправдываемости методических прогнозов с оправдываемостью так называемых «случайных» прогнозов. Сущность способа такова. Строится интегральная кривая распределения, на которой выделяют несколько градаций, каждая из них имеет определенную повторяемость. Мы выделили 5 равновероятных градаций для каждого календарного месяца (любая градация включает 20% всех случаев). Введены достаточно строгие условия оправдываемости, а именно: прогноз оправдался полностью и оценивается баллом 1, если фактическая и прогностическая градации совпадают; прогноз оправдался частично и оценивается баллом 0,5, если фактически имело место соседняя с прогностической градация. Прочие случаи имеют нулевую оценку — прогноз не оправдался. Градации имеют словесную характеристику и сокращенные обозначения: «значительно выше нормы» (ЗВН), «выше нормы» (ВН), «около нормы» (Н), «ниже нормы» (НН) и «значительно ниже нормы» (ЗНН).

При принятых условиях оправдываемости и с учетом климатической повторяемости каждой градации уровень «случайного прогнозирования» составляет 36%. Это вероятность того, что после первого «случайного вытаскивания из климатической совокупности» определенной градации («операция прогноза»), мы вновь вытаскивали ту же градацию или с «весом» 0,5 соседнюю градацию (операция «оправдываемости прогноза»). При большем числе градаций уровень «случайного прогнозирования» будет еще ниже, так как вероятность случайного вытаскивания одной и той же градации дважды уменьшается.

При использовании любой методики следует прогноз представить в виде определенной градации (одной из пяти). Фактическое значение также выписывается в виде градаций.

Балловая оценка прогноза за какой-либо отрезок времени может быть переведена в проценты. Методика будет эффективной, если ее оправдываемость больше 36%. Заметим, что современный уровень долгосрочных метеорологических прогнозов, составляемых

в оперативных условиях, лишь на 10—15% выше уровня «случайного прогнозирования». При этом применяются менее «жесткие» требования к прогнозу (прогноз считается полностью оправдавшимся и в случае, когда фактически наблюдалась соседняя градация). Тогда уровень «случайного прогнозирования» составляет около 60%.

Применение такого способа оценки, помимо объективности и простоты, имеет важное оправдание — способ нацелен на повышение экономических показателей деятельности прогностических служб. Многочисленным потребителям прогнозов легче использовать указание о том, что будет одна из 5 градаций. Быстро накапливается и обобщается опыт, выявляются условия, требующие принятия определенных мер. Поэтому мы полагаем целесообразным изложить результаты оценки методических прогнозов путем их сравнения со «случайными прогнозами».

В табл. 6 приведены градации значений температуры слоя 0—200 м на Кольском разрезе для каждого календарного месяца. Границы градаций получены по интегральным кривым обеспеченности, построенным по данным t_w за весь имеющийся ряд наблюдений с 1900 г. отдельно для каждого календарного месяца. Интересно, что интервал температуры градации ВН, Н, НН близок к 0,3—0,4 (градации ЗВН и ЗНН имеют только одно граничное значение и, следовательно, не имеют определенного интервала). Специалисты ПИНРО, занимавшиеся прогнозами t_w на Кольском разрезе, нередко использовали в качестве допустимой погрешности величину $\pm 0,3^\circ\text{C}$, т. е. пришли к выводу, что невыход ошибки прогноза за эту величину показателен для эффективности метода. В заключительных столбцах табл. 6 приведены величины допустимой погрешности $\delta_{\text{доп}}$ для трех случаев заблаговременности (σ ; $0,8\sigma$; $0,674\sigma$).

В табл. 7 приведены результаты оценки прогнозов температуры воды на Кольском разрезе, составленных на будущий год в октябре—ноябре предшествующего года (ранее эти прогнозы были представлены в табл. 5). Здесь прогноз и фактические значения t_w даются в одной из 5 градаций.

Прогноз на каждый год обладает определенной спецификой, представляющей интерес в методическом отношении. Так, прогноз на 1968 г. в основном давал переход от градации Н (около нормы) в первую половину года к градации НН (ниже нормы) во второй половине года. Эта долгопериодическая тенденция имела место в действительности, и прогноз оценивается суммой баллов 9,5 и высокой оправдываемостью (79%). Заметим, что при других способах оценки могут встречаться более высокие значения процентной оправдываемости при худшем прогнозировании. Однако данный довольно строгий способ оценки позволяет положительно характеризовать все методики, дающие оправдываемость более 36%. Понятно, что эффективность прогноза на 1968 г. была высокой (43%), и у нас не было повода для составления корректировки прогноза.

Границы пяти равновероятных градаций и месячных значений температуры воды слоя 0—200 м на Кольском разрезе и величина допустимой погрешности $\delta_{\text{доп}}$

Месяц	ЗВН	ВН	Н	НН	ЗНН	$\delta_{\text{доп}} = \sigma$	$\delta_{\text{доп}} = 0,8\sigma$	$\delta_{\text{доп}} = 0,674\sigma$
I	4,37	4,36÷4,07	4,06÷3,67	3,66÷3,37	3,38	0,54	0,43	0,36
II	3,94	3,93÷3,64	3,63÷3,31	3,30÷2,95	2,94	0,53	0,42	0,36
III	3,42	3,41÷3,15	3,14÷2,90	2,89÷2,68	2,67	0,53	0,42	0,36
IV	3,40	3,39÷3,09	3,03÷2,85	2,84÷2,50	2,49	0,50	0,40	0,34
V	3,53	3,52÷3,21	3,20÷2,94	2,93÷2,49	2,48	0,57	0,46	0,39
VI	3,90	3,89÷3,51	3,50÷3,18	3,17÷2,94	2,93	0,56	0,45	0,38
VII	4,65	4,64÷4,31	4,30÷4,00	3,99÷3,62	3,61	0,58	0,46	0,39
VIII	5,19	5,18÷4,88	4,87÷4,58	4,57÷4,15	4,14	0,59	0,47	0,40
IX	5,30	5,29÷5,06	5,05÷4,76	4,75÷4,34	4,33	0,55	0,44	0,37
X	5,40	5,39÷5,16	5,15÷4,84	4,83÷4,44	4,43	0,62	0,49	0,42
XI	5,07	5,06÷4,84	4,83÷4,59	4,58÷4,23	4,22	0,55	0,44	0,37
XII	4,73	4,72÷4,44	4,43÷4,14	4,13÷3,81	3,80	0,46	0,39	0,33

Градации фактических и прогнозных значений t_w на Кольском разрезе,
их балловая оценка и процент оправдываемости прогнозов

Год	Сим-вол	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Σ	Оправды- ваемость, %
1968	Ф	Н	НН	Н	Н	Н	НН	НН	НН	НН	НН	ЗНН	ЗНН	9,5	79
	П	ВН	НН	Н	НН	Н	Н	НН	НН	НН	НН	НН	НН		
	δ_1	0,5	1	1	0,5	1	0,5	1	1	1	1	0,5	0,5		
	КП	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—		
1969	Ф	НН	НН	НН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	НН	ЗВН	ЗВН	8	67
	П	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗВН	ЗВН		
	δ_1	0,5	0,5	0,5	1	1	1	1	1	1	0,5	0	0		
	КП	—	—	ЗНН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	НН	ЗНН	ЗНН	ЗНН	НН	НН		
1970	δ_2	—	—	0,5	1	1	1	0,5	1	4	0,5	0	0	6,5	65
	Ф	ВН	ВН	ЗВН	ВН	Н	ВН	Н	Н	ВН	Н	ВН	Н	4,5	37,5
	П	НН	Н	Н	НН	НН	Н	Н	Н	НН	НН	НН	НН		
	δ_1	0	0,5	0	0	0,5	0,5	1	1	0	0,5	0	0,5		
КП	—	ВН	ВН	ВН	ВН	ВН	Н	Н	Н	Н	Н	НН			
Σ	δ_2	—	1	0,5	1	0,5	1	1	1	0,5	1	0,5	0,5	8,5	77,2
		1	2	1,5	1,5	2,5	2	3	3	2	2	0,5	1,0	22	61
Оправды- ваемость, %		33	67	50	50	83	67	100	100	67	67	16	33		

Прогноз на 1969 г. характеризовался тем, что для всех месяцев ожидалась градация «значительно ниже нормы». В действительности эта градация имела место с апреля по сентябрь, в другие месяцы диагностируется градация «ниже нормы», и лишь два последние месяца дают резко отличные условия: градацию «значительно выше нормы». Переход от градаций ЗНН в сентябре и НН в октябре к градациям ЗВН в ноябре—декабре представляет собой исключительный случай. Сущность же всех статистических методов заключается в получении зависимости, учитывающей обычное, часто встречающееся поведение объекта. Как уже указывалось, формирование крупных аномалий t_w в Баренцевом море в ноябре—декабре произошло под влиянием резко аномального режима погоды над значительной частью северного полушария и, следовательно, принципиально не могло быть предсказано существующими методами прогноза.

Прогноз на 1970 г. составлялся без учета крупных положительных аномалий в ноябре—декабре 1969 г. Поэтому даются градации Н и НН. Оправдываемость прогноза низкая (37,5%), находящаяся на уровне случайного прогнозирования. Корректировка прогноза, составленная в январе, имеет высокую оправдываемость и эффективность (77 и 41%).

Представляет интерес балловая и процентная оценка прогнозов по месяцам. У 9 месяцев из 12 прогнозы были эффективными (оправдываемость более 36%). Неэффективными были прогнозы на ноябрь—декабрь—январь, когда влияние макроклиматической обстановки, по-видимому, может формировать новые тенденции развития, резко изменять термику Баренцева моря. Поэтому целесообразно направить усилия на создание метода прогноза t_w в эти месяцы, учитывающие более широкий комплекс предсказателей (предикторов), включающий макрометеорологические характеристики.

Полностью оправдались прогнозы на июль и август. По-видимому, в это время года «вмешательство» атмосферных процессов в изменении тенденций развития термических условий Баренцева моря встречается реже, чем зимой.

Подобный же подход был использован и для составления прогнозов квартальных (сезонных) значений температуры воды на двух разрезах Баренцева моря (Кольском и Нордкап—Медвежий). Однако порядок работы сохраняется тем же, что и в подробно рассмотренной нами задаче прогноза. Анализ оправдываемости этих прогнозов, будучи связан с более ограниченными рядами наблюдений, не меняет общей оценки и сделанных замечаний.

Представляется несомненным, что применение в оперативных условиях динамико-статистического метода в задаче прогноза месячных и сезонных характеристик термики моря со значительной заблаговременностью себя оправдало. Для дальнейшего развития метода желательно продолжение оперативного составления прогнозов по большему числу объектов.

Основные положения динамико-статистического метода, изложенные выше, полностью сохраняют свое значение при решении задачи прогноза годовых t_w на Кольском разрезе. Более того, в наиболее простом варианте использования метода отпадает необходимость в исключении годового хода в исходном ряде. Действительно, если исходный ряд представляет собой последовательность средних годовых значений t_w , то прямо переходят к отклонениям от среднего значения ряда \bar{Q} (от формы табл. 1 к форме табл. 3) и вычисляют корреляционную функцию $R(\tau)$.

На графике корреляционной функции $R(\tau)$ годовых t_w на Кольском разрезе имеют место колебания относительно оси абсцисс. Однако эти колебания не представляются достаточно четко выраженными и регулярными.

Средний период корреляционной функции $t_R = 6,7$ не отвечает требованию $t_R \geq 8$, фиксирующему наличие или отсутствие достаточно долгопериодических тенденций. Однако мы все же приступили к испытанию в оперативных условиях рассматриваемой схемы прогноза. Определенным основанием здесь, видимо, может являться график $S(\lambda)$, показывающий распределение энергии колебаний годовых t_w Кольского разреза в зависимости от частоты (периода). Функция спектральной плотности $S(\lambda)$ была вычислена на ЭВМ с использованием значений $R(\tau)$.

Следует отметить наличие выраженных колебаний на участках спектра, соответствующих периодам 20, 12, 8, 6 лет.

В работе [11] и других исследованиях нами рассмотрены графики t_w средних годовых значений температуры воздуха и атмосферного давления по ряду станций Северной Атлантики, имеющих продолжительные ряды наблюдений. Анализ графиков $R(\tau)$ показывает, что и средние значения ряда и $R(\tau)$ заметно меняются при сдвиге исходного ряда на 10—15 лет. Следовательно, для этих рядов не выполняется условие стационарности. По-видимому, аналогичное положение в определенной мере характеризует и ряд средних годовых значений на Кольском разрезе. Здесь при оценке зависимых и независимых прогнозов в качестве допустимой погрешности использовалась величина, равная 20% природной амплитуды. Методическая обеспеченность зависимых прогнозов составляет 75—77% (для схем с различным числом членов функции экстраполяции). Сравнительно невысокая обеспеченность методических прогнозов по основной схеме, возможно, объясняется влиянием климатических «трендов», ухудшающих условия обобщения опыта прошлого поведения объекта для целей прогноза. Понятно, что ухудшение условий применимости динамико-статистического метода на изломах климатических трендов и сменах «циркуляционных эпох» сопровождается ухудшением условий и для всех других методов, основанных на том или ином варианте обобщения многолетних данных.

Можно предположить, что полезным было бы использование закономерностей преемственности не всего ряда, а некоторого его участка, входящего в один климатический тренд. Оставаясь в рамках применения динамико-статистического метода, можно реализовать это предложение путем использования схем месячного и сезонного прогноза t_w для предсказания годовых значений температуры воды. Для этого нужно последовательно составить четыре сезонных или двенадцать месячных прогнозов и осреднить их.

Следует обратить внимание, что при использовании схемы сезонного прогноза вместо 50-летнего ряда наблюдений взят ряд продолжительностью около 12 лет. При этом увеличивается детализация представления исходного ряда и большое внимание уделяется анализу и учету относительно короткопериодических колебаний температуры воды.

Применение схемы месячных прогнозов приводит к еще большему сокращению исходного ряда с соответствующим увеличением его детализации и учетом еще более короткопериодических тенденций. Исходным рядом здесь будут месячные значения t_w продолжительностью около 4,5—6 лет.

Другим вариантом сокращения длительности отрезка истории процесса, используемого при прогнозировании, видимо, могут являться схемы прогноза годовых значений t_w , предложенные в 1968 г. профессором Ю. М. Алехиным. Характерной особенностью этих схем является трансформация исходного ряда, его предварительная обработка, предшествующая выполнению операций, составляющих содержание динамико-статистического метода. Всего испытывалось 10 различных видов трансформации исходного ряда: скользящее осреднение, «растягивание», представление в отклонениях от пятилетних средних и различные сочетания этих операций. В оперативных условиях прошли испытания две схемы прогноза. Каждая характеризуется двумя видами трансформации исходного ряда. У первой схемы исходный ряд «растянут» путем повторения каждого нечетного члена и затем осреднен двухчленным скользящим осреднением. Во второй схеме после аналогичного «растягивания» производится скользящее осреднение по два члена, один из которых берется с весовым коэффициентом 0,5.

Если принять в качестве допустимой 20% природной амплитуды, то методическая обеспеченность двух рассматриваемых схем прогноза составит соответственно 80 и 84%. Природная обеспеченность в этих случаях будет 43 и 56%. Следовательно, предложенные схемы прогноза достаточно эффективны.

В табл. 8 под условным обозначением Δt представлена обычная схема прогноза. Исходный ряд комплектуется из последовательных средних годовых значений температуры за 1922—1969 гг. Вычислена функция оптимального экстраполирования $k_m(\tau)$ и определено число членов в ней $l_{\text{опт}}$. Прогноз дается на один шаг ($m=1$). Время составления прогноза — ноябрь предшествующего года. Как можно видеть по данным табл. 8, оправдываемость

Сопоставление прогностической (П) и наблюдаемой (Ф) средней годовой температуры воды на Кольском разрезе ($\delta = П - Ф$)

Условные обозначения схемы прогноза	1967			1968			1969			1970			Средняя ошибка $ \bar{\delta} = \frac{\sum \delta }{N}$
	П	Ф	δ	П	Ф	δ	П	Ф	δ	П	Ф	δ	
Δt	3,79	3,74	-0,05	3,58	3,62	0,04	3,80	3,62	-0,18	4,20	4,16	-0,04	0,08
$(\Delta t - 1 \frac{1}{2} \text{ н. ч.}) \sigma_1$	3,64	3,74	0,10	4,00	3,62	-0,38	3,93	3,62	-0,31	4,23	4,16	-0,07	0,22
$(\Delta t - 1 \frac{1}{2} \text{ н. ч.}) \frac{1}{2} \sigma_1$	3,67	3,74	0,07	3,83	3,62	-0,21	3,67	3,62	-0,05	4,05	4,16	0,11	0,11
$\frac{1}{4} \sum 4 \text{ кв.}$	3,54	3,74	0,20	—	3,62	—	3,69	3,62	-0,07	3,88	4,16	0,28	0,18
$\frac{1}{12} \sum 12 \text{ мес.}$	—	3,74	—	3,94	3,62	-0,32	3,39	3,62	0,23	3,80	4,16	0,36	0,30

прогнозов на 1967—1970 гг. хорошая: средняя ошибка составляет всего $|\bar{\delta}| = 0,08^\circ$. Условное обозначение $\left(\Delta t - 1 \frac{1}{2} \text{ н. ч.}\right) \frac{1}{2} \sigma$ соответствует схеме, в которой исходный ряд годовых значений подвергнут двум видам трансформации: «растянут» путем повторения нечетных членов и скользяще осреднен по два члена. Ошибки прогноза сравнительно невелики, кроме прогноза на 1969 г. ($\delta = -0,38^\circ$). Средняя ошибка $|\bar{\delta}| = 0,22$.

Аналогичная схема прогноза, но с «весовым» скользящим осреднением (0,5) дана условным обозначением: $\left(\Delta t - 1 \frac{1}{2} \text{ н. ч.}\right) \frac{1}{2} \sigma$.

Средняя ошибка невелика: $|\bar{\delta}| = 0,11^\circ$. В схеме $\frac{1}{4} \Sigma 4$ кв. исходный ряд состоит из квартальных значений t_w . Прогноз дается на 4 сезона и осредняется. Средняя ошибка также невелика: $|\bar{\delta}| = 0,18$. Менее удачными оказались прогнозы, составленные по схеме $\frac{1}{12} \Sigma 12$. Исходным рядом здесь служат месячные значения t_w , прогноз дается на 12 месяцев и осредняется. Средняя ошибка $|\bar{\delta}| = 0,30^\circ$. Однако желательно продолжать испытания и по этой схеме.

Учитывая сравнительно малые погрешности прогнозов по первым трем схемам, можно предположить, что в случае составления по ним сверхдолгосрочных прогнозов на несколько лет мы могли бы получить достаточно правильное представление об изменении термики Кольского разреза в рассматриваемые годы. Хотя такие прогнозы не составлялись в оперативном порядке, учитывая расчетный характер методики, мы можем оценить этот вариант прогноза.

Сказанное позволяет положительно оценить опыт оперативного составления прогнозов температуры воды на Кольском разрезе за год и рекомендовать опытное составление новых прогнозов на 5 лет и больше.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Динамико-статистический метод прогноза геофизических макропроцессов. Труды ЛГМИ, 1961, вып. 11, с. 97—123.
2. Алехин Ю. М. Статистический прогноз в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963, 86 с.
3. Алехин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», вып. 12, Мурманск, с. 123—138.
4. Байлал М. Х. Комплексный макроциркуляционный метод долгосрочных прогнозов погоды. Л., Гидрометеоздат, 1961, 211 с.
5. Борисенков Е. П. Физико-статистические методы анализа и предвычисления метеорологических полей. Труды ААНИИ, 1963, т. 263, 243 с.

6. Валерианова М. А., Кондратович К. В., Серяков Е. И. Долгосрочные прогнозы термических условий в Северном промышленном бассейне. Труды ПИПРО, 1973, вып. 34, с. 94—107.
7. Гирс А. А. Макроциркуляционный метод долгосрочных метеорологических прогнозов. Л., Гидрометеоздат, 1974, 487 с.
8. Гвоздева В. Г., Кондратович К. В., Крылова В. В., Серяков Е. И., Бочков Ю. А. Разработка методов долгосрочного прогнозирования и составление оперативных прогнозов температуры воды в Баренцевом и Норвежском морях. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», Мурманск, 1970, вып. XVI, ч. I, с. 26—38.
9. Зверев Н. И. О развитии синоптических и статистических долгосрочных прогнозов погоды. «Метеорология и гидрология», 1972, № 10, с. 33—38.
10. Инструкция по оценке качества методов и оправдываемости морских гидрологических прогнозов. М., Гидрометеоздат, 1965, 52 с.
11. Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Применение динамико-статистического метода для прогнозирования сезонных и месячных значений температуры воды на Кольском разрезе. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», Мурманск, 1971, вып. XVII, с. 13—23.
12. Серяков Е. И., Стрела В. В. Об использовании динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах термики моря. Труды ГМЦ, 1969, вып. 51, с. 93—100.



СОВРЕМЕННОЕ СОСТОЯНИЕ ДОЛГОСРОЧНОГО МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ И ПЕРСПЕКТИВЫ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОГО МЕТОДА

Характерной особенностью развития методов долгосрочного прогноза погоды (ДПП) за последние десятилетия является сложный, многоплановый поиск закономерностей общей циркуляции атмосферы. В этой поисковой научно-исследовательской работе, активно проводимой у нас и в ряде зарубежных стран, видное место занимают и синоптические, и статистические, и гидродинамические методы [1, 5, 6, 8, 12, 13, 16, 25, 26, 29, 33].

Кратко остановимся на специфических чертах каждого из трех указанных подходов, ограничившись лишь приведением нескольких примеров, относящихся к методам ДПП большой заблаговременности.

Большую дифференциацию и широкое распространение имеют синоптические методы, игравшие до настоящего времени основную роль при составлении ДПП на месяц и сезон во всех странах, где имеются соответствующие прогностические центры [8, 12, 16, 25, 30]. В СССР, США, Англии и ряде других стран сложились несколько научных школ долгосрочного метеорологического прогноза, каждая из которых выработала свои приемы анализа атмосферной циркуляции, свои способы выявления и использования прогностических зависимостей. Так, у нас в стране ведущее положение занимают школы ДПП Б. П. Мультановского — С. Т. Пагавы [17, 25, 30] и Г. Я. Вангенгейма — А. А. Гирса [8, 10, 11, 12]. Макросиноптический анализ с методических позиций школы Б. П. Мультановского включает расчленение метеорологической истории на пространстве синоптических районов на синоптические периоды и синоптические сезоны. Длительность синоптических периодов составляет 5—7 дней, длительность сезонов — около двух месяцев. Существенную роль в системе используемых прогностических зависимостей играют правила ритмичности [17, 25], отражающие закономерность, подмеченную еще Б. П. Мультановским. Явление ритмичности, как об этом говорят ведущие ученые данной школы ДПП, состоит в повторении про-

цессов, нарушающих западный перенос через 3—5 месяцев [17, 25, 30]. При использовании правил пятимесячной ритмичности анализируются процессы, отстоящие на 5—10 месяцев от прогнозируемого месяца. Существование синоптических сезонов связывается с «определенным характером теплообмена между океаном и континентом»; выявлены закономерности и признаки их смены, которые используются при составлении месячных и сезонных прогнозов погоды [17, 25, 30].

Иной подход к анализу макрометеорологических процессов реализован специалистами школы Г. Я. Вангенгейма. Многолетний опыт подтверждает, что синоптические процессы в атлантико-евразийском секторе могут быть отнесены к одному из 26 элементарных синоптических процессов (ЭСП) [8, 10, 11, 12]. Каждый из ЭСП характеризуется определенной географической локализацией барических полей, макропогоды и основных тропосферных выносов тепла и холода, и в зависимости от самых общих особенностей тропосферных переносов относится к одной из трех форм атмосферной циркуляции (западной, восточной или меридиональной).

Полобный методический прием используется и при диагнозе макрорассеяния в тихоокеанско-американском секторе полушария [12]. Каталог элементарных процессов и форм атмосферной циркуляции имеется с 1891 г., что позволило статистически обеспечить изучение и использование закономерностей преемственности метеорологических макрорассеяния. Не касаясь других особенностей данной школы ДПП, отметим, что в качестве одного из основных прогностических приемов здесь используются «групповые гомологи». Это отрезки метеорологической истории со сходным характером преобразования форм атмосферной циркуляции и полей температуры и атмосферного давления на полушарии. Три прогноза на навигацию по Северному морскому пути используются «фоновые» гомологи, длительность которых 15 месяцев [12].

При весьма существенных различиях в методологии наших ведущих прогностических школ следует обратить внимание на общую черту, а именно, на использование весьма длительной метеорологической истории, предшествующей периоду, на который прогноз дается.

Большим разнообразием отличаются расчетные статистические методы ДПП как по исходным гипотезам, положенным в их основу, так и по способам подбора и представления предикторов и предиктантов. Большинство статистических схем прогноза разработано в результате использования тех или иных положений долгосрочной синоптики (связь с предшествующим состоянием центров действия атмосферы, с оценками циркуляции макропогоды, с районами наибольшей изменчивости давления и т. д.) [17, 29, 30].

Некоторые из схем прогноза опираются на выводы качественного анализа законов сохранения, представленных системой гидротермодинамических уравнений. В отличие от обычного поиска

решения системы уравнений задача сводится к определению «эмпирических функций влияния» — весовых множителей к тем или иным членам уравнений, отражающих физические факторы [6]. Существенное развитие получили и методы объективной классификации метеорологических ситуаций и процессов, реализуемые с помощью ЭВМ [15, 18]. Частным случаем такого подхода является машинный подбор аналогов, выполняемый по заданному комплексу признаков [13, 14, 18]. Не прекращаются попытки выявить, оценить и использовать при составлении ДПП воздействие на атмосферную циркуляцию таких факторов, как солнечная активность, космические лучи, долгопериодные изменения нутации и приливообразующих сил и так далее [23, 26, 27].

Как известно, большие надежды возлагаются на развитие гидродинамических методов, успех которых при прогнозе синоптического положения на сроки до нескольких суток несомненен. Менее удачными оказались гидродинамические методы долгосрочного прогноза большой заблаговременности [6, 30]. Несмотря на последовательное совершенствование системы исходных уравнений, использование все более мощной вычислительной техники и улучшение содержания и методов обработки исходной информации, заметного улучшения качества месячных прогнозов не произошло [30]. Не исключено, что данное обстоятельство находит объяснение в результатах работ, посвященных оценке предсказуемости атмосферных процессов. Такого рода оценки относятся именно — подчеркнем это — к прогнозу синоптической ситуации на определенный момент времени. Предсказуемость атмосферных процессов как об этом свидетельствуют результаты работ [31, 32, 34], даже при условии использования корректных систем уравнений, точные методы их решения и сколь угодно мощной вычислительной техники, а также при выполнении всех требований к сбору информации в начальный момент, ограничивается одной—двумя неделями.

Данный предел предсказуемости не имеет прямого отношения к оценке предсказуемости осредненных метеорологических полей (макропогоды) и характеристик атмосферной циркуляции. В работах американских метеорологов, Ф. Баура и практикой отечественной долгосрочной синоптики показано, что «макропогода существует», т. е. имеют место крупные статистически значимые отклонения метеорологических элементов и характеристик циркуляции в течение месяцев, сезонов и даже лет [7, 10, 11, 31].

Приведенные здесь соображения, по необходимости краткие и неполные, конечно не дают сколько-нибудь развернутой картины состояния проблемы долгосрочного прогноза погоды. Но они будут полезными для уяснения места, особенностей и оценки результатов применения так называемого динамико-статистического метода прогноза, предложенного Ю. М. Алехиным и получившего в последние годы определенное развитие и распространение [1, 2, 3, 9, 21]. Не касаясь здесь сущности и содержания этого метода, неоднократно излагаемого как в отмеченных выше работах, так

и в статьях данного сборника, остановимся лишь на результатах его применения в гидрометеорологии вообще и в метеорологии в особенности.

Вначале, в 1961 — 1965 гг. динамико-статистический метод был применен для предсказания годового и сезонного стока рек и сезонных осадков, осредненных по площади [1, 2, 3]. С 1966 г. начались исследования, имевшие целью оценку эффективности использования динамико-статистического метода при прогнозировании месячных, сезонных и годовых значений температуры воздуха и воды, атмосферного давления, а впоследствии и других характеристик гидрометеорологического режима. По предложению автора были созданы схемы прогноза месячных и сезонных значений элемента, существенно расширивших сферу применения метода и отличающиеся способом представления исходных рядов, включающим операцию исключения годового хода.

В частности, по этим схемам были разработаны прогнозы температуры воды Баренцева моря на Кольском разрезе [20, 28]; проверка этих прогнозов в течение шести лет в оперативных условиях дала хорошие результаты [21, 22, 28], за исключением лишь одного случая прогноза резкой аномалии температуры воды в октябре 1969 г. *.

Несколько позже начались испытания схем прогнозов других характеристик гидрологического режима моря. Результаты этих испытаний подтверждают эффективность использования динамико-статистического метода в широком классе прогностических задач, поставленных запросами промысловой океанологии [21, 22, 28].

Наконец, в последние годы автором данной статьи проводятся значительные по объему исследования указанных схем в задаче долгосрочного метеорологического прогноза. Объектами прогноза взяты месячные и сезонные значения температуры воздуха и атмосферного давления на ряде опорных станций в Северной Атлантике. В число этих станций включались те, у которых имелись наиболее полные ряды наблюдений и которые характеризуют изменчивость метеорологического режима сравнительно больших районов [21]. Позднее аналогичные испытания проведены по материалам кораблей погоды [28].

* Прогнозы крупных аномалий гидрометеорологических процессов видимо остаются нерешенной проблемой гидрометеорологии. Методы прогноза, использующие обобщенные характеристики «обычного», часто встречающегося и поэтому, наиболее вероятного развития макропроцессов, по-видимому, принципиально не могут предсказать данный класс явлений. Особенно справедливо то замечание в отношении тех экстремумов гидрометеорологического режима, которые не имели аналога во всем доступном исследователю ряде наблюдений. Представляется, что для решения проблемы предсказания крупных аномалий необходимо разрабатывать специальные методы и использовать иные подходы, ем те, которые реализованы современной прогностической практикой.

Для проведения испытаний ДСМ на массовом материале оказалось целесообразным разработать специальные программы расчетов на ЭВМ и подготовки исходных рядов. В качестве исходного ряда брались месячные аномалии элемента за 10 лет. По первому пятилетнему отрезку рассчитывались корреляционные функции $R(\tau)$ и функции оптимального экстраполирования $k_m(\tau)$ прогнозируемых рядов. Второй пятилетний отрезок рядов использовался в качестве независимого материала. Испытывались два вида прогностических схем: с фиксированной заблаговременностью $m=1$ и с нарастающей заблаговременностью $m=1, 2, \dots, 10$. Результаты соответствующих испытаний, произведенных по независимым материалам за 15—20 лет, в основном изложены в работах [21, 22]. Наиболее высокая оправдаемость получена при расчете прогнозных значений температуры воздуха на кораблях погоды в Северной Атлантике с заблаговременностью $m=1$, т. е. на будущий месяц.

Для оценки оправдаемости прогнозов по знаку вычислялся критерий ρ , используемый в отечественной службе погоды [16, 25, 30]. Как известно, $\rho=0$, если оправдалась по знаку половина прогнозов и $\rho=1$, если оправдались все прогнозы.

У большинства используемых в оперативных условиях методик прогноза месячной температуры воздуха ρ находится в пределах $0,10 \div 0,20$. Прогнозы температуры воздуха для 8 кораблей погоды в Северной Атлантике имеют оценки от $\rho=0,32$ до $\rho=0,56$, что можно считать хорошим результатом. Другая система оценок дает превышение (эффективность) оправдаемости методических прогнозов над уровнем случайного прогнозирования.

У американского оперативного метода месячных прогнозов температуры воздуха эффективность составляет 10—15% [33].

Прогнозы температуры с помощью динамико-статистического метода эффективны от 16 до 30% по отношению к случайным прогнозам [22].

Менее удачными оказались прогнозы на будущий месяц температуры воздуха и атмосферного давления на опорных станциях (Стиккисхольм, Хорта, Нью-Хевен, Бодо, Эдинбург и др.). Они имеют примерно тот же уровень оправдаемости, что и прогнозы за месяц, составляемые в ГМЦ СССР и Бюро погоды США [21].

Схемы прогноза с нарастающей заблаговременностью имеют более низкую оправдаемость, хотя для отдельных календарных месяцев являются эффективными.

Наряду с прямыми оценками эффективности различных схем динамико-статистического метода, определенное значение могут иметь и предварительные оценки, опирающиеся на анализ графиков временной корреляционной функции $R(\tau)$ и функции спектральной плотности $S(\lambda)$.

Мы приводим ниже несколько примеров таких графиков. На рис. 1 даны графики $R(\tau)$ пяти отрезков ряда месячных значений температуры воды на Кольской разрезе (по десятилетиям). В исходном ряде исключен годовой ход. Можно утверждать и подтвердить это утверждение расчетом прогнозных значений в течение нескольких десятилетий, что данный природный объект пригоден для использования динамико-статистического метода. Как мы видели, практика оперативных прогнозов с большой заблаговременностью подтверждает наш вывод.

Менее благоприятны условия для применения ДСМ при прогнозе температуры воздуха на корабле погоды А. На рис. 2 показаны графики $R(\tau)$ при сдвиге исходного ряда на 1 год (1963—1967 и 1964—1968 гг.). Испытания показали, что эффективными схемами прогноза являются только схемы с заблаговременностью $m = 1$, т. е. при прогнозировании на следующий месяц.

На рис. 3 даны графики функции спектральной плотности ряда месячных количественных оценок интенсивности циклонической — антициклонической деятельности по акватории атлантического сектора от 30° с. ш. до 85° с. ш. для трех отрезков временного ряда месячных оценок интенсивности циклонической — антициклонической деятельности: 1901—1928, 1929—1939 и 1949—1966 гг. Как известно, эти периоды выделены А. А. Гирсом в качестве «циркуляционных эпох», каждая из которых характеризуется преобладанием форм атмосферной циркуляции определенного типа [12]. Наряду с пиком $S(\lambda)$, соответствующим годовому циклу, привлекает внимание второй пик, указывающий на колебания интенсивности циклонической — антициклонической деятельности с периодом около 26—28 месяцев. Помимо чисто познавательного аспекта, данное обстоятельство указывает на перспективность использования статистических методов — и в том числе динамико-статистического метода — в задаче прогноза циклонической деятельности в Северной Атлантике.

В заключение хотелось бы отметить, что имеющиеся в нашем распоряжении материалы, а также общие представления о режиме атмосферной циркуляции в тропической зоне, свидетельствуют о реальных перспективах эффективного применения динамико-статистического метода для предсказания температуры воздуха, осадков и других количественных характеристик макрогоды в этой области. Синоптические и гидродинамические методы долгосрочного и сверхдолгосрочного прогноза для тропической зоны по существу отсутствуют.

В качестве примеров приведем два графика корреляционной функции $R(\tau)$. На рис. 4 представлен график корреляционной функции $R(\tau)$ осадков на станции Эль-Обейд (Северо-Восточная Африка, $13^\circ 10'$ с. ш., $30^\circ 14'$ в. д.). Исходный ряд получен в результате осреднения осадков, выпадающих в сезон дождей (июнь—октябрь). Средний период корреляционной функции $t_R = 8,5$ — благоприятное для применения ДСМ обстоятельство.

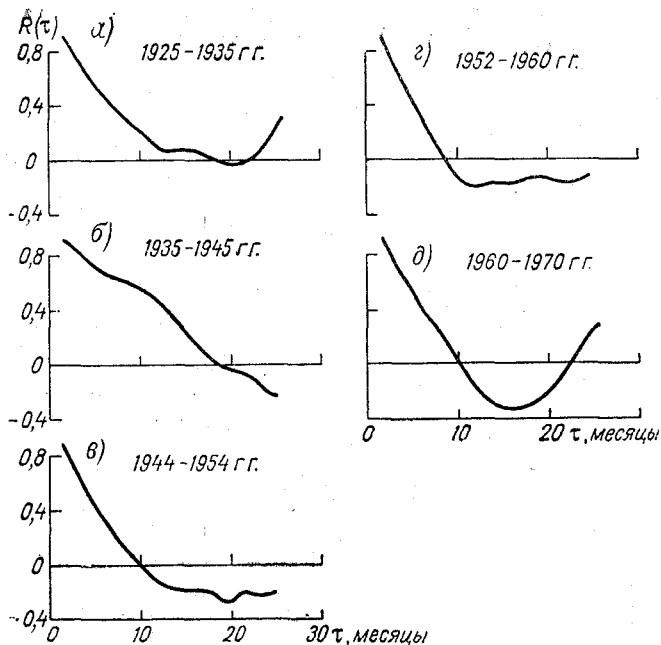


Рис. 1. Графики корреляционной функции $R(\tau)$ пяти отрезков ряда месячных значений температуры воды на Кольском разрезе.

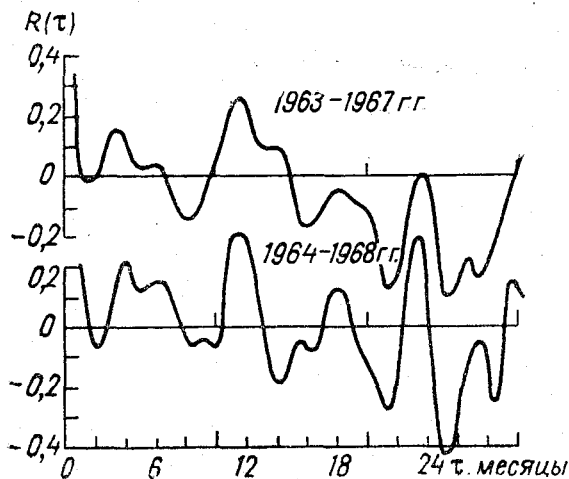


Рис. 2. Графики корреляционной функции $R(\tau)$ ряда месячных значений температуры воздуха на корабле погоды А при сдвиге в 1 год (1963—1967 и 1964—1968 гг.).

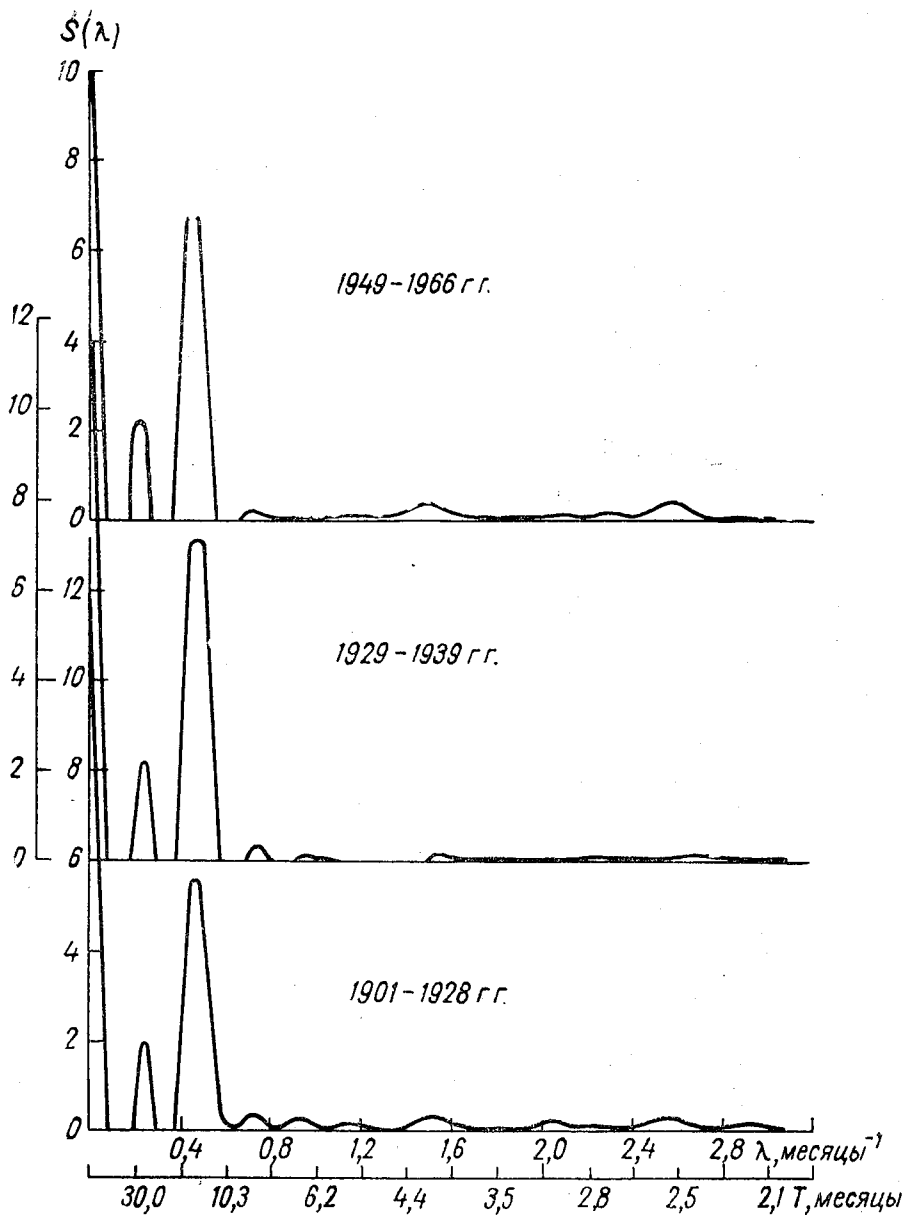


Рис. 3. Графики функции спектральной плотности $S(\lambda)$ трех отрезков ряда месячных оценок циклонической—антициклонической деятельности («циркуляционных эпох») в Северной Атлантике.

На рис. 5 дан график корреляционной функции $R(\tau)$ ряда месячных значений температуры воды на станции Бур в Западной Африке за 1964—1968 гг. Годовой ход исключен. Закономерное изменение ординат корреляционной функции в зависимости от

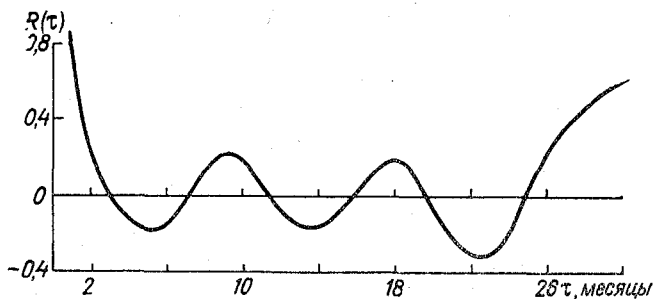


Рис. 4. График корреляционной функции $R(\tau)$ ряда осадков в сезон дождей на станции Эль-Обейд (Северо-Восточная Африка).

временного сдвига τ не вызывает сомнений, при этом имеет место существенное повышение корреляции при сдвиге в 26—30 месяцев. Применительно и то, что графики температуры воды в Западной Африке и на Кольском разрезе имеют определенные чер-

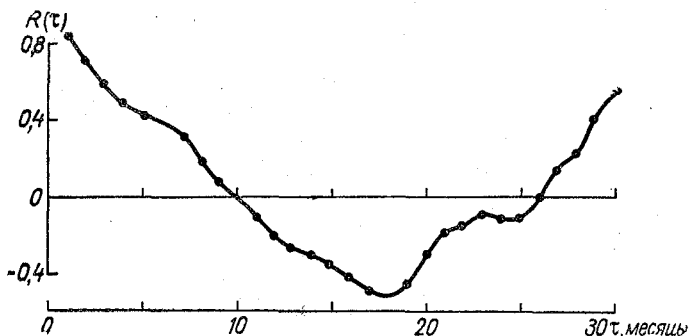


Рис. 5. График корреляционной функции $R(\tau)$ ряда месячных значений температуры воздуха на станции Бур (Западная Африка).

ты сходства, по-видимому, обусловленного общими долгопериодными колебаниями атмосферной и океанической циркуляции. В целом условия применения динамико-статистического метода к широкому классу гидрометеорологических явлений представляются весьма благоприятными.

Опыт применения динамико-статистического метода и анализ корреляционной функции $R(\tau)$ и функций спектральной плотности $S(\lambda)$ многих гидрометеорологических макропроцессов убедительно свидетельствует о необходимости учета длительной истории их развития. Целесообразно расширить исследовательскую работу по данному направлению, перспективному для разработки эффективных методов долгосрочного и сверхдолгосрочного прогноза.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963, 86 с.
2. Алехин Ю. М. Динамико-статистический метод прогноза геофизических макропроцессов. Труды ЛГМИ, 1961, вып. 11, с. 97—123.
3. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 60—77.
4. Алехин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», Мурманск, ПИНРО, 1968, вып. XII, с. 123—138.
5. Блинова Е. Н. Состояние и перспективы развития гидродинамических методов долгосрочного прогноза погоды. «Метеорология и гидрология», 1972, № 10, с. 23—32.
6. Борисенков Е. П. Физико-статистические методы анализа и предвычисления метеорологических полей. Труды ААНИИ, 1963, т. 263, 243 с.
7. Бугаев В. А., Кац А. Л. Квазидвухлетняя цикличность и эволюция циркуляции и погоды в атлантико-евразийском секторе полушария в 1968—1970 гг. Сб. «Квазидвухлетняя цикличность и циркуляция в атмосфере и океане». Л., Гидрометеиздат, 1971.
8. Вангенгейм Г. Я. Основы макроциркуляционного метода долгосрочных метеорологических прогнозов для Арктики. Труды ААНИИ, 1952, т. 34, 314 с.
9. Гвоздева В. Г. Комплексная программа прогнозирования на ЭВМ динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, с. 115—123.
10. Гирс А. А. Типовые характеристики основных разновидностей форм атмосферной циркуляции в холодное время года. «Проблемы Арктики», 1959, вып. 7, с. 65—70.
11. Гирс А. А. Типовые характеристики основных разновидностей форм атмосферной циркуляции в теплое время года. «Проблемы Арктики и Антарктики», 1960, вып. 2, с. 43—48.
12. Гирс А. А. Многолетние колебания атмосферной циркуляции и долгосрочные гидрометеорологические прогнозы. Л., Гидрометеиздат, 1971, 280 с.
13. Груза Г. В. Некоторые общие вопросы теории прогноза погоды на основе статистических данных. Труды САНИГМИ, 1967, вып. 29(44), с. 3—41.
14. Груза Г. В. Основные вопросы корреляционного прогноза погоды. Труды САНИГМИ. 1968, вып. 38(53), с. 78—104.
15. Груза Г. В., Ранькова Э. Я. Машинный поиск прогностических признаков и их использование для прогноза погоды. Труды САНИГМИ, 1971, вып. 58(73), с. 3—8.
16. Зверев Н. И. Перспективы развития синоптического метода месячных прогнозов погоды. «Метеорология и гидрология», 1972, № 1, с. 23—25.
17. Зверев Н. И. О ритмической деятельности в атмосфере. Труды ГМЦ, 1969, вып. 42, с. 29—35.

18. Зверев Н. И. Первый опыт составления прогноза погоды на месяц синоптическим методом на ЭВМ. «Метеорология и гидрология», 1972, № 9, с. 85—87.
19. Зверев Н. И. О развитии синоптических и статистических долгосрочных прогнозов погоды. «Метеорология и гидрология», 1972, № 10, с. 33—38.
20. Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Применение динамико-статистического метода для прогнозирования сезонных и месячных значений температуры воды на Кольском разрезе. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», Мурманск, 1971, вып. XVII, с. 13—23.
21. Кондратович К. В. Прогноз месячных аномалий давления и типа барического поля в районе Северной Атлантики. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 53, с. 63—96.
22. Кондратович К. В., Савченко С. И. Длительные тенденции в изменении атмосферной циркуляции и погоды в Северной Атлантике и задача долгосрочного прогноза температуры воздуха. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 53, с. 111—123.
23. Максимов И. В. Геофизические силы и воды океана. Л., Гидрометеиздат, 1970, 446 с.
24. Мещерская А. В., Руховец Л. В., Юдин М. И., Яковлева Н. И. Естественные составляющие метеорологических полей. Л., Гидрометеиздат, 1970, 199 с.
25. Пагава С. Т., Аристов Н. А., Блюмина Л. И. Туркетти Э. Л. Основы синоптического метода сезонных прогнозов погоды. Л., Гидрометеиздат, 1966, 361 с.
26. Покровская Т. В. Синоптико-статистические и гелио-геофизические долгосрочные прогнозы погоды. Л., Гидрометеиздат, 1969, 254 с.
27. Саонов Б. И., Логинов В. Ф. Солнечно-тропосферные связи. Л., Гидрометеиздат, 1969, 115 с.
28. Серяков Е. И., Стрела В. В. Об использовании динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах термики моря. Труды ГМЦ, 1969, вып. 51, с. 93—100.
29. Юдин М. И. О принципиальных вопросах физико-статистической методики долгосрочных прогнозов погоды большой заблаговременности. Труды ГГО, 1968, вып. 201, с. 3—7.
30. Руководство по месячным прогнозам погоды. Л., Гидрометеиздат, 1972, 365 с.
31. Baug F. Grosswetterkund und langfristige Witterungsvorhersage Frankfurt a. M., Akademie, Verlagsgesellschaft, 1963.
32. Gleason T. On Theoretical Limits of predictability Journ. of Appl. Meteorol., Vol. 6, № 2, 1967.
33. Namias J. Long range forecasting — history, current status and outlook. Bull. Amer. Meteor. Soc., Vol. 49, № 5, 1968.
34. Smagorinsky J. Problems and promises of deterministic extended range forecasting. Bull. Amer. Meteor. Soc., Vol. 50 № 5, 1969.



О ПОЛОСАХ ПОГЛОЩЕНИЯ В СПЕКТРАХ ЕСТЕСТВЕННЫХ МАКРОПРОЦЕССОВ (на примере годового речного стока)

Из оптики известно, что при прохождении света с непрерывным спектром через слой раскаленного газа, в спектре возникают провалы или полосы поглощения на частотах излучения данного газа. По закону Кирхгофа всякое тело поглощает те лучи, которые может испускать.

Автор данной статьи задался целью смоделировать полосы поглощения в спектрах геофизических процессов, исходя из посылки, что эффект образования этих полос (назовем его П-эффект) должен быть присущ всем волновым процессам вообще, а не только электромагнитным. А так как геофизические макропроцессы, в частности гидрологические и метеорологические, как это сейчас уже достаточно хорошо известно, имеют волновые составляющие, то в принципе нет оснований сомневаться в возможности обнаружения полос поглощения и в спектрах этих процессов. Экспериментальному показу такой возможности и посвящена данная статья.

О плане эксперимента. По аналогии с оптическими полосами поглощения, образующимися в результате взаимодействия двух излучений — одного с непрерывным спектром (излучение твердого тела) и второго с линейчатым спектром (излучение газовых сред), для нашего эксперимента тоже потребуются два волновых процесса с непрерывным и дискретным спектрами.

Процессом с дискретным спектром очевидно явится исследуемый геофизический процесс, так как, судя по многочисленным уже опытным данным, спектральные плотности различных гидрометеорологических временных рядов имеют гребенчатый вид нескольких пиков, разделенных «холостыми» интервалами частот. Между прочим, в оптике эффект линий поглощения используется, как известно, для спектрального анализа газовых сред, т. е. среды с дискретным излучением являющихся объектами исследования. В нашей области положение аналогичное — объектом исследования является процесс с дискретным спектром.

Второй процесс — с непрерывным спектром — из-за отсутствия естественного аналога автор решил создать искусственно как сумму гармоник с непрерывной последовательностью частот в некотором широком диапазоне.

Взаимодействие указанных двух процессов — искусственного с непрерывным спектром, в дальнейшем именуемым подложкой, и исследуемого естественного процесса — мыслится автором как их суммирование. Спектр суммарного ряда и является пробным камнем исследования: если в нем окажутся провалы в интервалах частот пиков спектральной плотности исследуемого ряда, то это может рассматриваться как подтверждение возможности П-эффекта в геофизических процессах, и наоборот.

О технике эксперимента. Исследуемым естественным процессом произвольно взят многолетний ряд среднегодовых расходов р. Волга — Вязовые за 1903—1953 гг. в модульных коэффициентах

$M = \frac{Q}{Q_0}$; норма $Q_0 = 3530 \text{ м}^3/\text{с}$. Ряд $M(t)$, $t = 1903, 1904, \dots, 1953$, приведен в табл. 1.

Таблица 1

Ряд годового стока р. Волга — Вязовые в модульных величинах

Годы	M	Годы	M	Годы	M	Годы	M
1903	1,14	1916	1,38	1929	1,18	1942	1,02
1904	0,90	1917	1,16	1930	0,86	1943	0,85
1905	1,22	1918	1,04	1931	1,07	1944	0,87
1906	1,06	1919	1,05	1932	1,05	1945	0,80
1907	0,96	1920	0,88	1933	0,88	1946	0,94
1908	1,29	1921	0,53	1934	0,84	1947	1,19
1909	1,07	1922	1,00	1935	0,91	1948	0,96
1910	0,74	1923	1,16	1936	0,92	1949	0,71
1911	0,87	1924	1,12	1937	0,62	1950	0,86
1912	0,97	1925	1,02	1938	0,76	1951	0,89
1913	0,97	1926	1,27	1939	0,66	1952	1,16
1914	1,13	1927	1,12	1940	0,73	1953	1,38
1915	1,31	1928	1,28	1941	0,99		

Вычисленная обычным образом [1, 2] спектральная плотность этого ряда $S(\lambda)$, $\lambda = \frac{2\pi}{T_{\text{год}}} = 0,03 \div 0,90$, показана на рис. 1, а. Видно, что спектрограмма состоит из двух пиков, первого в диапазоне $\lambda = 0,6 \div 0,30$ и второго, двугорбого, в диапазоне $\lambda = 0,33 \div 0,81$.

Исходя из последнего, подложка для процесса была образована как сумма 18 косинусоид

$$Z(i) = \sum_{p=1}^{18} \cos \frac{2\pi}{T_p} i, \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, 86,$$

с таким расчетом, чтобы значения периодов T_p равномерно распределялись в пределах второго пика на рис. 1, а, а именно в диапазоне $\lambda = 0,33 \div 0,81$ или $T_p = 18,0 \div 8,0$. В этом последнем интервале значения T_p взяты с шагом 0,5 для участка $8,0 \div 15,0$ (8,0; 8,5; 9,0; ...) и с шагом 1,0 для участка $15,0 \div 18,0$.

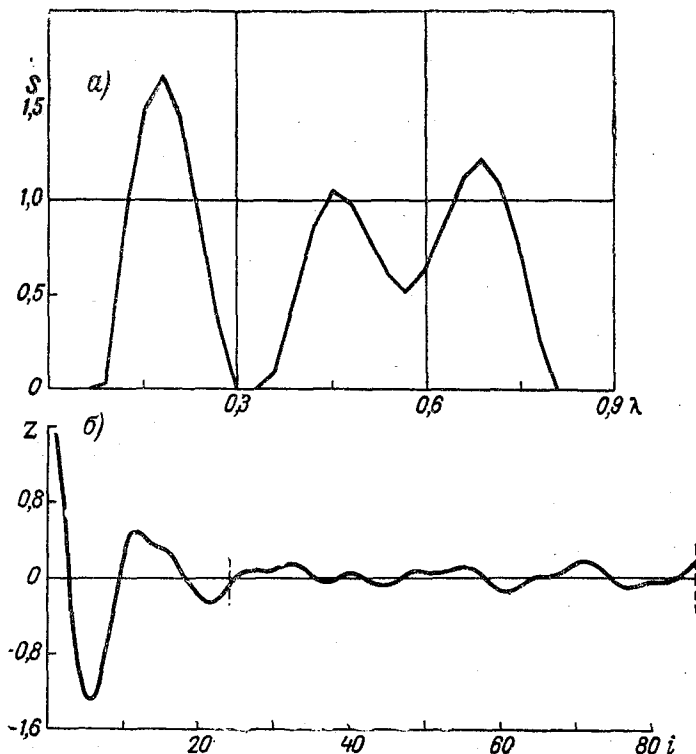


Рис. 1. Спектральная плотность ряда $M(t)$ (а) и процесс $Z(i)$ (б).

Полученный таким образом ряд $Z(i)$, $i = 1, 2, \dots, 86$, приведен в табл. 2. Несколько слов о том, почему ряд $Z(i)$ вычислен (о 86 члена, тогда как ряд $M(t)$ имеет всего 51 член. Сделано это по двум причинам, одна из них состоит в следующем (о второй будет сказано ниже).

Подложка $Z(i)$ по (1)

i	Z	i	Z	i	Z	i	Z	i	Z	i	Z
1	15,36	16	2,80	31	1,02	46	-0,74	61	-1,52	76	-1,18
2	8,40	17	2,03	32	1,24	47	-0,20	62	-1,26	77	-1,30
3	-0,48	18	0,64	33	1,29	48	0,28	63	-0,81	78	-1,08
4	-8,34	19	-1,08	34	0,84	49	0,53	64	-0,42	79	-0,83
5	-12,95	20	-2,66	35	0,15	50	0,52	65	-0,21	80	-0,64
6	-13,37	21	-3,51	36	-0,45	51	0,37	66	-0,14	81	-0,65
7	-10,26	22	-3,35	37	-0,68	52	0,35	67	-0,04	82	-0,69
8	-5,32	23	-2,39	38	-0,57	53	0,49	68	0,30	83	-0,56
9	-0,46	24	-1,12	39	-0,15	54	0,83	69	0,85	84	-0,12
10	2,92	25	-0,04	40	0,15	55	1,13	70	1,39	85	0,61
11	4,43	26	0,53	41	0,19	56	1,13	71	1,76	86	1,34
12	4,55	27	0,58	42	-0,14	57	0,69	72	1,65		
13	4,02	28	0,44	43	-0,65	58	-0,06	73	1,07		
14	3,54	29	0,37	44	-1,02	59	-0,83	74	0,20		
15	3,22	30	0,62	45	-1,07	60	-1,38	75	-0,64		

Построим график (рис. 1, б) ряда $Z(i)$. Видно, что начальный отрезок ряда примерно до $i = 24$ резко отличается от остальной части по причине одинаковой фазы всех гармоник при $i = 1$. В дальнейшем фазы гармоник постепенно «перемешиваются» и наконец их взаимоотношения достигают некоего равновесного состояния со стабильным ходом при $i \geq 24$.

Понятно, что для суммирования с $M(t)$ следует взять стабильный отрезок подложки, например от $i = 24$, чем и объясняется необходимость большей длины генерации $Z(i)$ сравнительно с $M(t)$.

Перейдем к сумме $M(t)$ и $Z(i)$.

Прикидочные расчеты показали, что удельные веса этих складываемых следует взять в соотношении 1:2, если в качестве характеристики удельных весов принять максимальные амплитуды рядов $M(t)$ и $Z(i)$ (видимо, правильнее было бы учитывать дисперсии рядов, но это более сложно и вряд ли целесообразно, так как строгого решения в данном случае не требуется). В соответствии с этим, введем коэффициент редукции подложки

$$K = 2 \frac{M_{\max}}{Z_{\max}}, \quad (2)$$

где M_{\max} и Z_{\max} — максимальные амплитуды рядов $M(t)$ и $Z(i)$ на участке суммирования.

В нашем примере $M_{\max} = 0,85$, $Z_{\max} = 3,28$ (сумма положительного и отрицательного максимумов) и $K \cong 0,50$.

На эту величину перед суммированием умножались члены подложки $Z(i)$.

Кроме удельных весов, следует учесть и фазу суммируемых рядов: помимо одной случайно оказавшейся фазы при суммировании $M(t)$ от $t = 1903$ г. и $Z(i)$ от $i = 24$, следует рассмотреть и несколько других фаз для установления зависимости результатов эксперимента от фазового сдвига $M(t)$ и $Z(i)$.

Обозначим

$$\Sigma(n) = M(t_0 + n) + KZ(i_0 + n + \Delta), \quad (3)$$

$$n = 1, 2, \dots,$$

где n — номер членов суммарного ряда $\Sigma(n)$; t_0 — номер «нулевого» члена ряда $M(t)$; i_0 — номер «нулевого» члена ряда $Z(i)$; Δ — сдвиг фазы между $M(t)$ и $Z(i)$ в шагах.

В нашем примере $t_0 = 2$ (1902 г.), $i_0 = 23$ и, следовательно,

$$\Sigma(n) = M(2 + n) + 0,5Z(23 + n + \Delta), \quad (4)$$

$$n = 1, 2, \dots, 51.$$

Сдвиг фазы Δ рассматривался в четырех вариантах: $\Delta = 0, 3, 6, 9$ шагов из расчета, что максимум сдвига (9 шагов) составит не менее π для всех гармоник, образующих подложку (от π до 2π).

По равенству (4) было произведено суммирование $M(t)$ и $Z(i)$ для четырех указанных вариантов Δ ; пример суммирования до $n = 4 \div 13$ в зависимости от номера варианта приведен в табл. 3.

Таблица 3

Пример вычисления четырех вариантов суммарных рядов $\Sigma(n)$ по (4), $K = 0,5$

n	Ряд $M(t)$		Подложка $Z(i)$			Ряды $\Sigma(n)$ по (4)			
	t	M	i	Z	KZ	$\Delta=0$	$\Delta=3$	$\Delta=6$	$\Delta=9$
1	1903	1,14	24	-1,12	-0,56	0,58	1,43	1,45	1,78
2	1904	0,90	25	-0,04	-0,02	0,88	1,12	1,41	1,32
3	1905	1,22	26	0,53	0,26	1,48	1,40	1,89	1,30
4	1906	1,06	27	0,58	0,29	1,35	1,37	1,70	...
5	1907	0,96	28	0,44	0,22	1,18	1,47	1,38	...
6	1908	1,29	29	0,37	0,18	1,11	1,96	1,37	...
7	1909	1,07	30	0,62	0,31	1,38	1,71
8	1910	0,74	31	1,02	0,51	1,25	1,16
9	1911	0,87	32	1,34	0,67	1,54	0,95
10	1912	0,97	33	1,29	0,64	1,61
11	1913	0,97	34	0,84	0,42	1,39
12	1914	1,13	35	0,15	0,08	1,21
...

Для четырех вариантов рядов $\Sigma(n)$ (одинаковой продолжительности 51 член) были вычислены спектральные плотности $S(\lambda)$; вместе с $S(\lambda)$ ряда $M(t)$ (сплошная линия), они показаны пунктирами на рис. 2 (за исключением варианта $\Delta = 9$ по причине скудности линий на поле графика; $S(\lambda)$ для этого варианта близка к варианту $\Delta = 6$).

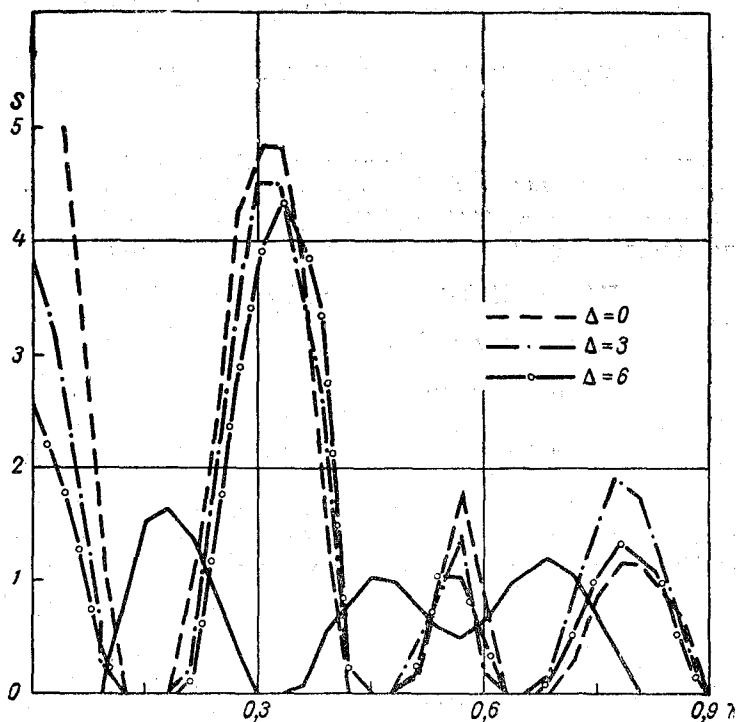


Рис. 2. Спектральные плотности рядов $M(t)$ и $\Sigma(n)$.

Обратим внимание на характерную особенность функций $S(\lambda)$ всех вариантов $\Sigma(n)$: они имеют нулевые значения в областях максимумов спектральной плотности ряда $M(t)$ $\lambda = 0,12 \div 0,21$; $0,45 \div 0,51$ и $0,63 \div 0,69$, с возможной ошибкой определения границ (зависящей в данном случае от выбранного шага вычисления $S(\lambda)$, равной $\pm 0,03$). Таким образом, в отличие от спектров рядов $M(t)$ и $Z(i)$ в отдельности, в спектрах суммарных рядов $\Sigma(n)$ при всех рассмотренных фазовых сдвигах Δ оказались провалы, подтверждающие, как отмечено выше, возможность П-эффекта в спектрах рядов $\Sigma(n)$.

Полученный результат дает возможность несколько расширить трактовку приведенного выше закона Кирхгофа, изложив его примерно таким образом: спектр суммы двух энергетически равноценных волновых процессов, один из которых является естественным и опытным, будет иметь полосы поглощения, соответствующие одинаковым частотам колебаний в обоих этих процессах. Доказательство этой формулировки автор видит не столько в факте появления П-эффекта в спектре каждого из вариантов $\Sigma(n)$ в отдельности, сколько в том, что в спектрах всех вариантов, для всех фазовых сдвигов Δ , полосы поглощения остаются, в пределах точности регистрации $S(\lambda)$, в общем одинаковыми.

Выясним теперь, в какой мере П-эффект зависит от естественности происхождения исследуемого процесса. С этой целью заменим естественный ряд $M(t)$ в $\Sigma(n)$ искусственным узкополосным рядом $l(j)$ с сохранением принятых выше условий об удельном весе рядов $l(j)$ и $Z(i)$ и четырех вариантов их суммирования для $\Delta = 0, 3, 6$ и 9 шагов.

По аналогии с (1), образуем ряд $l(j)$ по равенству

$$l(j) = \sum_{p=1}^4 \cos \frac{2\pi}{T_p} j \quad (5)$$

как сумму четырех гармоник с периодами $T_p = 11,0; 11,5; 12,0$ и $12,5$ (из расчета, что ширина частотной полосы этих периодов $\Delta\lambda = 0,06$ близка к ширине полос поглощения на рис. 2).

Для суммирования с подложкой $Z(i)$, оставшейся без изменения, выбран отрезок $l(j)$ в диапазоне $j = 61 \div 111$ (51 член), так как до $j = 50 \div 60$ членов, ряд $l(j)$ сохраняет признаки неустойчивости. Подложка, как и ранее, взята в диапазоне $i = 24 \div 83$, т. е. таким образом, формула суммирования, по аналогии с (3), записывается в виде

$$\Sigma'(n) = l(60 + n) + K'Z(23 + n + \Delta), \quad (6)$$

$$n = 1, 2, \dots, 51,$$

при коэффициенте редукции

$$K' = 2 \frac{l_{\max}}{Z_{\max}} \cong 0,75.$$

Результаты вычислений в виде спектральных плотностей ряда $l(j)$ (сплошная линия) и четырех вариантов рядов $\Sigma'(n)$ (пунктиры) показаны на рис. 3, а. Они оказались явно отрицательными в смысле отсутствия хотя бы намека на полосу поглощения в диапазоне $\lambda = 0,50 \div 0,57$ (диапазон гармоник $l(j)$) при всех значениях фазового сдвига Δ .

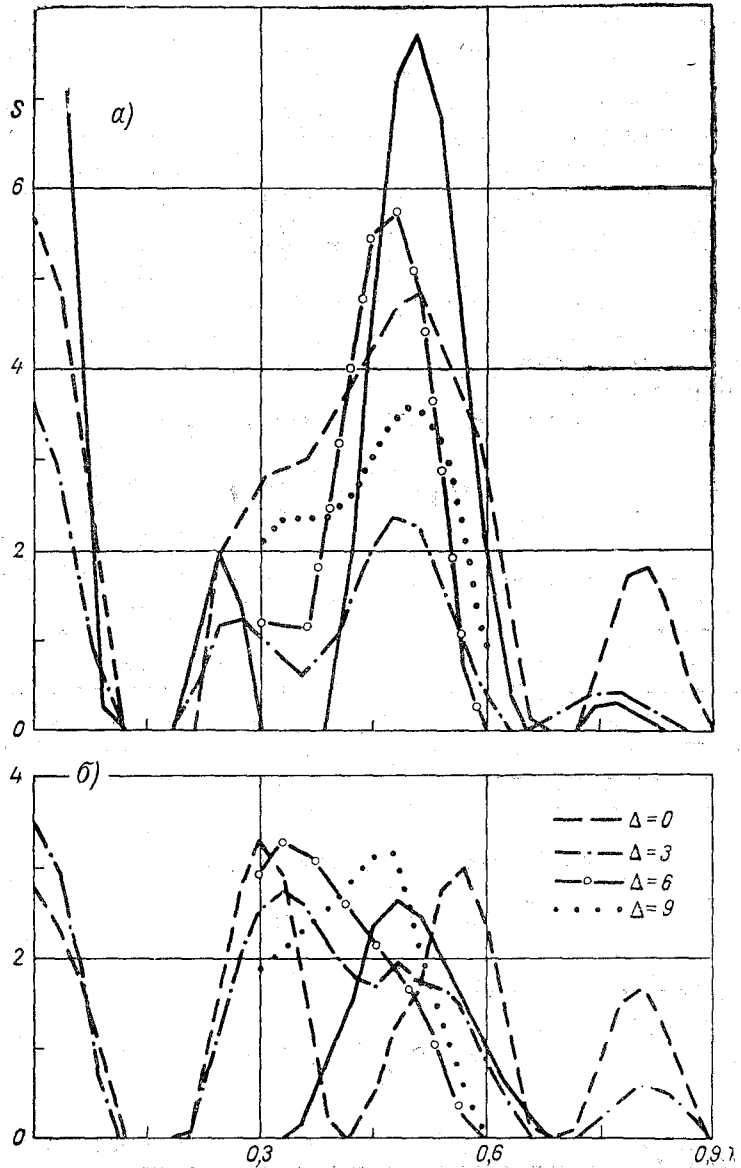


Рис. 3. Спектральные плотности рядов $l(j)$ и $\Sigma'(n)$ (а) и рядов $\sigma_4(n)$ и $\Sigma''_4(n)$ (б).

Не довольствуясь этим, автор повторил вычисления по (6) рядов $\Sigma'(n)$ и их спектральных плотностей при $K' = 0,25$ и $K' = 1,50$ в предположении, что отсутствие полосы поглощения при $K' = 0,75$ объясняется несоответствием энергий колебаний в $l(j)$ и $Z(i)$. Но и в этих случаях полоса поглощения в диапазоне $\lambda = 0,50 \div 0,57$ не была получена, что дает право утверждать, что при суммировании двух искусственных рядов $l(j)$ и $Z(i)$ П-эффект невозможен. Возникает вопрос — почему? По-видимому, потому что спектральная структура искусственного ряда $l(j)$ не имеет особенностей структуры естественного ряда $M(t)$, ответственных за возникновение этого эффекта. Задача дальнейшего состоит в выяснении этих особенностей.

Видимо, существует два основных отличия спектральных структур рядов $l(j)$ и $M(t)$: во-первых, наличие в $M(t)$ случайной составляющей, которой в $l(j)$ нет, и, во-вторых, возможная неустойчивость гармоник $M(t)$ (подразумеваемая изменения во времени амплитуд, фаз и периодов), чего в $l(j)$ также нет. Проверим, не является ли одна из этих особенностей или обе вместе причиной П-эффекта для ряда $M(t)$.

Для этой цели было решено включить в ряд $l(j)$ случайную составляющую в нескольких вариантах по ее удельному весу и исследовать, в какой мере включение ее отражается на П-эффекте. Если отличий не будет или они окажутся незначительными, то можно заключить, что ответственной за П-эффект в спектре $\Sigma(n)$ является неустойчивость и только неустойчивость гармоник в ряду $M(t)$.

В качестве случайной составляющей ряда $l(j)$ принята 51-членная последовательность случайных чисел по Митропольскому [3], уменьшенных в 10^3 раз; как показали вычисления характеристик внутренней скорректированности, эта последовательность $C(n)$, $n = 1, 2, \dots, 51$ (табл. 4), наиболее заслуживает названия случайной (из числа рассмотренных вариантов).

Таблица 4
Случайная составляющая $C(n)$ ряда $l(j)$

n	C	n	C	n	C	n	C
1	0,98	14	0,10	27	0,65	40	0,90
2	0,56	15	0,66	28	0,87	41	0,86
3	0,07	16	0,45	29	0,58	42	0,52
4	0,46	17	0,42	30	0,72	43	0,83
5	0,68	18	0,52	31	0,24	44	0,72
6	0,67	19	0,68	32	0,07	45	0,12
7	0,38	20	0,86	33	0,16	46	0,98
8	0,77	21	1,00	34	0,45	47	0,24
9	0,76	22	0,03	35	0,87	48	0,82
10	0,32	23	0,90	36	0,37	49	0,66
11	0,39	24	0,56	37	0,88	50	0,70
12	0,91	25	0,94	38	0,35	51	0,88
13	0,84	26	0,99	39	0,71		

Расчеты с использованием $\bar{C}(n)$ заключались в следующем:

1. Исследуемым рядом, аналогичным $M(t)$, считался ряд

$$\sigma_p(n) = l(j) + pC(n), \quad (7)$$

$$n = 1, 2, \dots, 51,$$

$$j = 61, \dots, 111,$$

где $p = 1, 2, 4$ — принятые три варианта удельного веса случайной составляющей в ряду $\sigma_p(n)$.

2. По типу зависимости (6) были образованы 12 вариантов суммарных рядов

$$\Sigma_p''(n) = \sigma_p(n) + Z(23 + n + \Delta) \quad (8)$$

для трех значений $p = 1, 2, 4$ и четырех вариантов $\Delta = 0, 3, 6, 9$ для каждого из этих значений.

3. Вычислены и рассмотрены на предмет выявления полос поглощения в диапазоне частоты $\lambda = 0,50 \div 0,57$ спектральные плотности всех вариантов $\Sigma_p''(n)$, а также трех вариантов рядов $\sigma_p(n)$, $p = 1, 2, 4$.

Показать здесь все вычисленные функции $S(\lambda)$ технически невозможно, да и вряд ли необходимо. Ограничимся графиком на рис. 3, б с функциями $S(\lambda)$ ряда $\sigma_4(n)$ (сплошная линия) и рядов $\Sigma_4''(n)$ (пунктиры для значений $\Delta = 0, 3, 6$ и 9). Начнем с сопоставления функций $S(\lambda)$ рядов $l(j)$ и $\sigma_4(n)$ (сплошные линии на графиках рис. 3). Как видно, частотный диапазон действительного пика на обоих $S(\lambda)$ примерно одинаков, а максимумы отличаются в 5—6 раз. Это следствие введения учетверенной случайной составляющей, амплитуда которой примерно в 2 раза превышает амплитуду ряда $l(j)$ (амплитуда $C(n)$, табл. 4, равна примерно 1/2 амплитуды $l(j)$). В среднем для значений $p = 1, 2, 4$, видимо можно написать

$$S_{\sigma_p} \cong \frac{S_l}{2,0p S_s}, \quad (9)$$

где S_l , S_s и S_{σ_p} — максимальные ординаты пиков $S(\lambda)$ рядов $l(j)$, $C(n)$ и $\sigma_p(n)$.

Обратим внимание, что при $p = 4$, ординаты $S(\lambda)$ ряда $\sigma_p(n)$ становятся соизмеримыми ординатам $S(\lambda)$ ряда $M(t)$ (рис. 1, т. е. по энергии периодических составляющих эти два ряда можно назвать однопорядковыми).

Теперь об основной цели вычислений — П-эффекте в спектрах рядов $\Sigma''(n)$ в диапазоне $\lambda = 0,50 \div 0,57$. Его не оказалось при всех значениях p и Δ , в частности и на графике рис. 3, б. Следовательно, не случайная составляющая в естественных рядах вид

$M(t)$ определяет появление П-эффекта в спектрах $\Sigma(n)$, а неустойчивость гармоник этих рядов. Возможно, некоторое влияние на П-эффект случайная составляющая и оказывает (см. на рис. 3, б пунктир для $\Delta = 0$), но явно не решающее.

В заключение два общих соображения. Предлагаемый автором и впервые публикуемый здесь способ выявления П-эффекта путем наложения исследуемого естественного ряда на искусственную подложку с непрерывным спектром, по сути дела является способом обнаружения эффективных или действительных частот в естественных рядах, т. е. фактически имеющихся колебаний. Сама по себе, давно уже известная функция спектральной плотности этой задачи не решает, так как из-за ограниченности длины естественных рядов и по некоторым техническим причинам диапазоны частот пиков спектральной плотности могут значительно превышать диапазоны частот фактических колебаний. Достаточно отчетливо это видно и на рис. 3: в то время как доподлинно известный диапазон частот колебаний в ряду $l(j)$ $\lambda = 0,50 \div 0,57$, ширина основания пика спектрограммы для $l(j)$ $\lambda = 0,39 \div 0,66$, а для $\sigma_4(n)$ $\lambda = 0,33 \div 0,69$. Видимо, для естественных рядов, в силу неустойчивости гармонических составляющих, это расхождение может быть еще большим.

Учитывая, что определение фактических гармоник является главной целью любого спектрального анализа, важность предлагаемого способа несомненна.

Второе соображение исходит из вывода о том, что основной причиной П-эффекта в спектрах рядов $\Sigma(n)$ является неустойчивость гармоник $M(t)$.

Зададимся интересным, важным и вовсе неисследованным вопросом о характере неустойчивости гармоник в естественных процессах и прежде всего о том, являются ли гармоники процессов непрерывными во времени (непрерывный цуг волн) или дискретными, когда каждая из гармоник представляет собой совокупность множества коротких импульсов примерно одинаковой частоты (аналогия — отдельные волокна хлопка в бесконечной нити иряжи). В первом случае, если каждая из гармоник является непрерывной, неустойчивость ее может быть следствием беспорядочных флюктуаций ее параметров — амплитуды, фазы и периода. Во втором случае — дискретности гармоник — сама эта дискретность создает неустойчивость.

По мнению автора, неустойчивость гармоник естественных процессов имеет форму дискретности, что вытекает из сопоставления спектров рядов $\Sigma(n)$ (рис. 2), с одной стороны, и $\Sigma'(n)$ и $\Sigma''(n)$ (рис. 3), с другой. Если бы гармоники естественных рядов были непрерывными в своей основе и лишь «мерцали» их параметры, то азные сдвиги фазы $\Delta = 0, 3, 6$ и 9 шагов приводили бы к заметным отличиям друг от друга спектров рядов $\Sigma(n)$. В случае же дискретности гармоник эти отличия должны быть меньшими, так как вероятности синфазного наложения гармоник исследуемого

ряда и подложки при разных сдвигах Δ в среднем по длине ряда должны быть примерно одинаковыми.

Исходя из этих соображений, сопоставим разброс спектральных плотностей рядов $\Sigma(n)$ для $\Delta = 0, 3$ и 6 шагов на рис. 2 (спектр для $\Delta = 9$, как отмечено выше, не нанесен исключительно из-за скученности линий) с аналогичным разбросом на рис. 3.

В последнем случае он значительно больше, и, следовательно, неустойчивость гармоник естественного ряда $M(t)$ имеет форму дискретности. В связи с этим полезно вновь вспомнить об оптическом аналоге, с чего началась эта статья: именно корпускулярность света ответственна за существование линий поглощения в оптических спектрах, и существование последних является одним из доказательств первого. Как видим, в случае естественных волновых процессов — то же.

Понятно, что изложенное о дискретности гармоник естественных процессов является гипотезой автора, нуждающейся в массовой проверке, как и то, что подтверждение этой гипотезы может оказать заметное влияние на развитие расчетов и прогнозов естественных явлений.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963, 86 с.
2. Алехин Ю. М., Гвоздева В. Г. О возможности моделирования рядов годового стока по их спектральным плотностям. Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 60—77.
3. Митропольский А. К. Техника статистических вычислений, изд. II. М., «Наука», 1971, с. 492.



**НЕКОТОРЫЕ ВОПРОСЫ
УТОЧНЕНИЯ СВЕРХДОЛГОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ
ГЕОФИЗИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ
ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ**

Динамико-статистический метод сверхдолгосрочного прогнозирования основан на использовании внутрирядной связи последовательности значений геофизических макропроцессов во времени, описываемой автокорреляционной функцией $r(\tau)$ [1]. Численная реализация прогноза сводится к решению линейного равенства

$$q(t) = k_1 q(t-1) + k_2 q(t-2) + \dots + k_n q(t-n) = \sum_{i=1}^n k_i q(t-i), \quad (1)$$

где $q(t-1)$, $q(t-2)$, ..., $q(t-n)$ — последовательность предшествующих значений рассматриваемого процесса в отклонениях от нормы; k_1 , k_2 , ..., k_n — коэффициенты линейной экстраполяции или коэффициенты веса, определяемые по значениям корреляционной функции $q(\tau)$ (последовательность коэффициентов линейной экстраполяции по τ ($\tau = 1, 2, \dots, n$) образует так называемую экстраполяционную функцию $k(\tau)$); n — оптимальный период обратной связи [1].

К настоящему времени динамико-статистический метод в достаточной степени апробирован и принят в практике прогнозирования ряда элементов гидрометеорологического режима [2, 3]. Обеспеченность оперативных прогнозов этим методом во всех случаях практического применения равна или превышает 80%.

Вследствие расширяющегося применения динамико-статистического метода и его исключительного положения, как единственного дающего приемлемые результаты прогнозирования с заблаговременностью равной или большей, чем один год, весьма актуальной является задача разработки приемов его усовершенствования.

Необходимо отметить, что эта задача имеет не только практическое значение, но является весьма интересной и в научном отношении. Дело в том, что вместе с динамико-статистическим методом в практику гидрологических прогнозов вошел ряд новых понятий, связанных с теорией случайных процессов: стационарные

и нестационарные случайные процессы, корреляционные и экстраполяционные функции, период этих функций, сводные или общие эмпирические и теоретические корреляционные функции, период обратной связи и т. д. (Интересно, что вплоть до 1961 г. момента выхода первой статьи Ю. М. Алехина о динамико-статистическом методе, эти понятия вообще не встречались в гидрологии). Впоследствии выяснилось, что при ограниченном объеме информации, что характерно даже для наиболее продолжительных рядов наблюдений над природными явлениями, названные понятия могут быть в некоторой степени противоречивыми. Таким, например, является понятие о стационарности гидрометеорологических процессов, которое лежит в основе ряда современных методов прогнозов и расчетов. От решения вопроса о стационарности гидрометеорологических процессов, как будет показано ниже, во многом зависит и точность прогнозов динамико-статистическим методом.

Понятие стационарности в классическом виде достаточно хорошо освещено в специальной технической и гидрометеорологической литературе [2, 3]. В чем же заключается его противоречивость в применении к гидрометеорологическим временным рядам? Дело в том, что если рассматривать геофизические процессы в исторической перспективе, то, несомненно, следует считать их нестационарными. Действительно, как известно [6], в истории Земли климат того или иного места неоднократно коренным образом изменялся. Очевидно, вместе с этим менялся режим выпадения осадков, режим рек и водотоков. Такие изменения, накапливающиеся постепенно на протяжении многих лет, с необходимостью предполагают наличие долговременной тенденции в изменении природных процессов. Уже эти простейшие соображения заставляют считать природные процессы нестационарными. Однако вполне возможно, что тенденция развития названных процессов проявляется в столетние, тысячелетние и т. д. периоды, и в то же время в более короткие периоды времени, допустим в 50—100 лет, представляющие как раз наибольший практический интерес, проявления ее весьма незначительны. Тогда, учитывая выборочность данных наблюдений, в эти периоды природные процессы с достаточной степенью точности могут считаться стационарными. Исходя из этих соображений, вопрос о стационарности, по нашему мнению, вообще должен ставиться лишь в такой плоскости: проявляется ли нестационарность природных процессов на ограниченных отрезках времени в 100, 50 и меньше лет, и можно ли в эти периоды принимать исследуемые ряды наблюдений над природными процессами как реализации стационарных случайных процессов, не учитывая наличия многолетней тенденции изменения.

По-видимому, эта задача может решаться по-разному в зависимости от поставленных требований и точности исходных данных. Например, в различного рода малоточных расчетах, как расчеты стока в гидрологии, наличие тенденции изменения статистических характеристик даже на 10—20% в течение столетнего периода не

играет особой роли и может не учитываться. Несколько иначе обстоит дело в области прогнозов, где иногда незначительное изменение исходных данных или их соотношения может привести к серьезным изменениям прогнозируемых признаков.

Как уже отмечалось, в настоящее время математический аппарат, используемый для прогнозирования динамико-статистическим методом, основан на предположении о стационарности рассматриваемых процессов во времени. Если это предположение верно, то точность прогнозов, рассчитанных по внутрирядной корреляционной функции [1]

$$r(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{N-\tau} q_i q_{i+\tau}}{(N-\tau) \sigma_1 \sigma_2} \quad (2)$$

(q_i и $q_{i+\tau}$ — значения исследуемого процесса в отклонениях от нормы; N — число членов ряда; τ — сдвиг; σ_1 и σ_2 — средние квадратические отклонения ряда соответственно от первого до $N - \tau$ члена и от τ до N члена) и n предшествующим значениям процесса, должна существенно возрастать с увеличением продолжительности имеющегося ряда наблюдений. Это следует, например, непосредственно из формулы средней квадратической ошибки коэффициента корреляции

$$\sigma_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{N}}, \quad (3)$$

согласно которой ошибка расчета каждого члена корреляционной функции уменьшается обратно пропорционально корню квадратному из объема выборки N . Так как значения коэффициентов линейной экстраполяции $k(\tau)$ определяются по корреляционной функции, то, очевидно, вместе с уточнением значений корреляционной функции при увеличении продолжительности ряда должна возрастать и точность прогнозов динамико-статистическим методом.

Однако вопреки полученному, казалось бы несомненному, выводу практика оперативного прогнозирования динамико-статистическим методом, например по рядам среднего годового стока, показала, что по очень продолжительным рядам, имеющим 100 и более лет наблюдений, результаты прогнозов существенно менее точны, чем по рядам наблюдений продолжительностью в 60—70 лет.

Для выяснения этого противоречия между теоретическими выводами и практическими результатами нами были проведены чис-

ленные эксперименты, связанные с выпуском прогнозов по исходным рядам различной продолжительности T . В качестве объекта исследования использовался ряд среднего годового стока р. Невы у г. Петрокрепость за период с 1859 по 1966 г. ($N = 108$ лет). Имеющиеся в отдельные годы пропуски наблюдений заполнялись величиной среднего значения стока Q_0 за весь период наблюдений. Продолжительность исходных периодов T , по которым производился выпуск прогнозов, принималась равной 108, 100, 90, 80, 70, 60, 50, и 40 лет.

Период $T = 108$ лет включает весь исходный ряд. Поэтому и выпуск прогнозов производился естественно только по одному ряду. С периодами меньшей продолжительности выпуск прогнозов производился по $N - T + 1$ рядам, взятым из одного и того же исходного ряда. При этом первый ряд данной продолжительности T брался от начала всего исходного ряда. Начало последующих рядов данной продолжительности сдвигалось на один год.

По периоду $T = 108$ лет были выпущены только поверочные прогнозы, календарная последовательность которых составляет одну серию. По периодам меньшей продолжительности, для которых оказалось возможным из одного ряда сформировать $N - T + 1$ рядов меньшей продолжительности, выпускалось $N - T + 1$ серий поверочных прогнозов и $N - T$ независимых прогнозов. (Под независимым прогнозом, как обычно принято, подразумевается прогноз, выпуск которого произведен по характеристикам, установленным только за предшествующий период наблюдений. В данном случае в качестве таких характеристик выступают корреляционные функции, оптимальный период предистории $n_{\text{опт}}$ и n предшествующих значений стока). Например, при принятой продолжительности $T = 50$ лет было отобрано 59 рядов, сдвинутых относительно друг друга на 1 год. При этом в первый ряд вошли наблюдения в период с 1859 по 1908 г. Серия поверочных прогнозов по этому ряду приходится на этот же период, а независимый прогноз дан на 1909 г. Второй ряд охватывал период с 1860 по 1909 г. По этому ряду также дана серия поверочных прогнозов и независимый прогноз на 1910 г. Всего, таким образом, было получено 59 серий поверочных прогнозов по 59 пятидесятилетним рядам и 59 независимых прогнозов с 1909 по 1967 г. Аналогичным образом производилось прогнозирование и при других величинах продолжительности расчетного периода.

При этом по периоду T в 40 лет было получено 69 серий поверочных прогнозов и соответственно 69 независимых прогнозов на период с 1899 по 1967 г., по периоду в 60 лет соответственно 49 серий поверочных и 49 независимых прогнозов на период с 1919 по 1967 г., по периоду в 70 лет было получено соответственно 39 серий поверочных прогнозов и 39 независимых на период с 1929 по 1967 г. и т. д.

Полученные при всех продолжительностях расчетного периода серии поверочных прогнозов оценивались коэффициентом корреляции связи фактических q_{ϕ} и спрогнозированных q_p значений стока

$$R_{q_{\phi} q_p} = \frac{\sum_{i=1}^{T-n} q_{\phi i} q_{p i}}{(T-n) \sigma_{\phi} \sigma_p}, \quad (4)$$

где q_{ϕ} и q_p — в отклонениях от нормы; T — принятая продолжительность исходного ряда; n — оптимальный период обратной связи; σ_{ϕ} и σ_p — соответственно средние квадратические отклонения фактических и спрогнозированных величин, и критерием случайности

$$\delta = \frac{D_{\Delta q}}{D}, \quad (5)$$

где $D_{\Delta q}$ и D — соответственно дисперсии ошибок прогноза и исходного ряда.

Последовательность независимых прогнозов при каждом данном периоде T оценивалась по обеспеченности удовлетворительных прогнозов

$$P_m = \frac{(N-T) - m'}{N-T} \cdot 100\%,$$

где $N-T$ — число всех независимых прогнозов при данной продолжительности расчетного периода T ; m' — число неудовлетворительных прогнозов, ошибка которых $\Delta q = q_p - q_{\phi}$ превышает $1/5$ амплитуды колебаний стока за имеющийся период наблюдений.

Кроме того, по всем сериям поверочных прогнозов при каждом данном периоде T рассчитывались средние значения $\bar{R}_{q_{\phi} q_p}$ и $\bar{\delta}$, $\bar{R}_{q_{\phi} q_p}$ и $\bar{\delta}$.

Результаты оценки поверочных и независимых прогнозов представлены в табл. 1. При этом для каждого значения T приводятся число серий прогнозов, средний $\bar{R}_{q_{\phi} q_p}$, максимальный $R_{q_{\phi} q_p \max}$ и минимальный $R_{q_{\phi} q_p \min}$ коэффициенты корреляции, средний $\bar{\delta}$, максимальный δ_{\max} и минимальный δ_{\min} критерии случайности, средний оптимальный период обратной связи $\bar{n}_{\text{опт}}$, обеспеченность всей календарной последовательности независимых прогнозов — $P_m\%$. Кроме того, по периодам T в 50, 60, 70, 80, 90 лет приводится обеспеченность независимых прогнозов за последние 19 лет.

Результаты оценки поверочных и независимых прогнозов

Параметры оценки	Период, лет						
	40	50	60	70	80	90	100
Число серий	69	59	49	39	29	19	9
$R_{q_{\phi} q_p \text{ макс}}$	0,92	0,91	0,93	0,85	0,81	0,77	0,75
$R_{q_{\phi} q_p \text{ средн}}$	0,81	0,80	0,80	0,79	0,76	0,74	0,73
$R_{q_{\phi} q_p \text{ мин}}$	0,66	0,69	0,72	0,70	0,74	0,72	0,71
$\delta_{\text{макс}}$	0,58	0,59	0,52	0,56	0,46	0,48	0,50
$\delta_{\text{средн}}$	0,35	0,36	0,38	0,39	0,40	0,44	0,48
$\delta_{\text{мин}}$	0,13	0,19	0,16	0,30	0,31	0,39	0,44
$n_{\text{средн}}$	20	22	24	24	28	29	30
$P_M, \%$	73	70	84	73	61	69	72
$P_M^*, \%$	68	85	85	69	63	68	—

$P_M^* \%$ — обеспеченность независимых прогнозов за период с 1948 по 1936 г.

Проанализируем изменение коэффициентов корреляции связи фактических и спрогнозированных величин стока. Как следует из табл. 1, наибольшую среднюю величину $\bar{R}_{q_{\phi} q_p}$, равную $\sim 0,80$, имеют серии прогнозов по исходным периодам в 40, 50 и 60 лет, затем с увеличением периода происходит постепенное снижение величины коэффициента корреляции до 0,74 при $T = 90$ лет и 0,73 при $T = 100$ лет. Аналогичным образом, но несколько более резко изменяется критерий случайности δ . При $T = 40$ и 50 лет его средняя величина по всем сериям равна 0,36, при $T = 60$ лет — 0,38, а при $T = 90$ и 100 лет она соответственно равна 0,44 и 0,48.

Из приведенных данных следует, что коэффициенты корреляции связи фактических и спрогнозированных величин стока уменьшаются с увеличением продолжительности исходного ряда наблюдений и наоборот увеличиваются с ее уменьшением.

Отсюда следует, казалось бы, парадоксальный вывод о том, что чем короче ряд наблюдений, тем следует ожидать большую точность прогнозов динамико-статистическим методом. Однако в данном случае имеет смысл обратить внимание на следующее обстоятельство. На рис. 1 представлены совмещенные графики календарного хода коэффициентов корреляции фактических

и спрогнозированных значений стока $R_{q_{\phi} q_p}$, отнесенные к средней дате данной серии, при различных продолжительностях исходного периода. Из этого рисунка и табл. 1 следует, что амплитуда изменения коэффициентов корреляции связи фактических и спрогнозированных значений от серии к серии при различных продолжительностях исходного ряда неодинакова. Она существенно больше

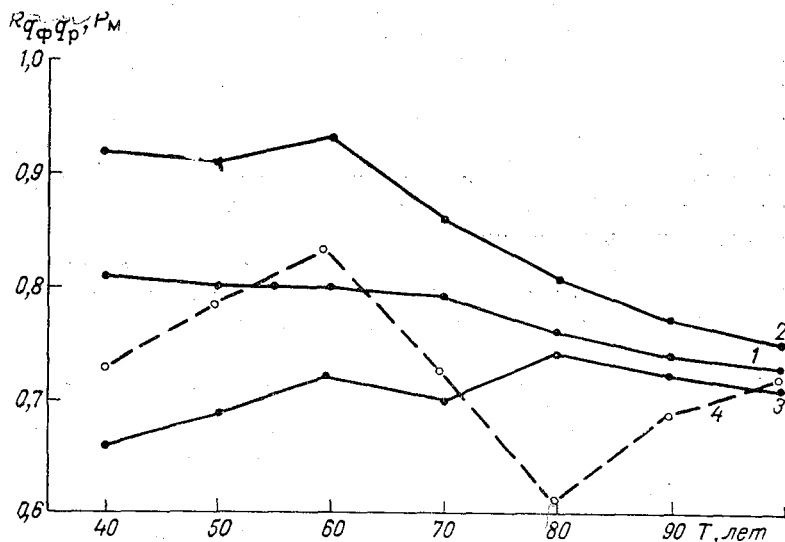


Рис. 1. Зависимость точности поверочных и независимых прогнозов от продолжительности исходного периода наблюдений:

1, 2, 3 — соответственно значения среднего $R_{q_{\phi} q_p}$ средн, максимального $R_{q_{\phi} q_p}$ max и минимального $R_{q_{\phi} q_p}$ min коэффициентов связи фактических и прогнозируемых значений стока поверочных прогнозов; 4 — обеспеченность независимых прогнозов P_M

для коротких периодов. Так при $T = 40$ лет $\Delta R_{q_{\phi} q_p} = R_{q_{\phi} q_p} \text{ max} - R_{q_{\phi} q_p} \text{ min} = 0,26$, а при $T = 100$ лет $\Delta R_{q_{\phi} q_p} = 0,40$ и $T = 90$ лет $\Delta R_{q_{\phi} q_p} = 0,05$. Можно также отметить, что величина $R_{q_{\phi} q_p}$ вообще при коротких периодах имеет более резкий характер изменения от серии к серии поверочных прогнозов. Констатируя это, отметим как несомненный факт, что величины $R_{q_{\phi} q_p}$ отдельных серий при изменении расчетной продолжительности ряда менее устойчивы во времени и нередко весьма существенно изменяются при изменении календарного периода всего на один год. Последнее в некоторой степени ставит под вопрос надежность прогнозов по коротким рядам.

Проанализируем теперь изменение точности независимых прогнозов в зависимости от продолжительности T исходного ряда наблюдений. Как следует из данных, приведенных в табл. 1, обеспеченность независимых прогнозов P_m также меняется с изменением T . Так при $T = 40$ лет $P_m = 68\%$, при $T = 50$ лет $P_m = 79\%$, при $T = 60$ лет $P_m = 84\%$. Дальше с увеличением расчетного периода происходит постепенное уменьшение обеспеченности независимых прогнозов и при $T = 90$ лет P_m уже равна 69% . Для большей объективности выводов был произведен расчет обеспеченности независимых прогнозов, полученных при исходных периодах $T = 40, 50, 60, 70, 80, 90$ лет по рядам одинаковой продолжительности за последние 19 лет (период с 1948 по 1966 г.). Как следует из полученных результатов разница значений P_m при различных T и тенденция изменения точности независимых прогнозов с увеличением продолжительности расчетного периода очевидно сохранились и в этом случае.

Таким образом, в результате численных экспериментов, проведенных по достаточно продолжительному ряду среднего годового стока р. Нева — Петрокрепость, выявились следующие интересные закономерности:

1. Средние характеристики оценок поверочных прогнозов $\bar{R}_{q_\phi q_p}$ и δ существенно изменяются с изменением продолжительности исходного периода наблюдений T . При этом общая тенденция изменений заключается в увеличении $\bar{R}_{q_\phi q_p}$ и уменьшении δ с увеличением T , т. е. точность поверочных прогнозов до периода $T = 40, 50, 60$ лет возрастает.

2. Значения $R_{q_\phi q_p}$ и δ при малых периодах наблюдений в 40, 50 лет резко меняются от серии к серии. При более продолжительных периодах $T \geq 60, 70$ лет эти изменения становятся более плавными. Вместе с тем, с увеличением T уменьшается и общая амплитуда колебаний $R_{q_\phi q_p}$ и δ в различных сериях.

3. Точность независимых прогнозов возрастает до периода $T = 60$ лет и начинает существенно уменьшаться с дальнейшим увеличением T .

Таким образом, с увеличением продолжительности исходного ряда наблюдений, начиная с периода $T > 60$ лет, происходит резкое ухудшение качества независимых и поверочных прогнозов. С уменьшением продолжительности ряда наблюдений, начиная от периода $T < 60$ лет, происходит ухудшение качества независимых прогнозов, качество поверочных прогнозов остается практически как и при $T = 60$ лет. Чем можно объяснить противоречие между изменением точности поверочных и независимых прогнозов в последнем случае. По нашему мнению, это связано с появлением так называемой ложной корреляции [3]. Само по себе это понятие достаточно сложно и более детально будет рассмотрено в дальней-

ших работах. Основное же его содержание заключается в том, что если число предикторов X_i ($i = 1, 2, \dots, n$) достаточно велико по сравнению с продолжительностью совместного периода наблюдений N , то коэффициент корреляции связи фактических значений предиктанта с расчетными по уравнению множественной корреляции будет возрастать с увеличением n . При этом результаты, полученные по уравнению множественной корреляции, будут во многих отношениях совпадать с результатами, полученными путем интерполирования функций, например по интерполяционному полиному Лагранжа или Ньютона. Однако, как известно, интерполяционный полином, рассчитанный на участке, может быть использован вне области его определения только в случае наличия прямой периодичности функции. Именно поэтому очень часто высокие результаты поверочных прогнозов оказываются совершенно необъективными для независимых прогнозов. В нашем случае в качестве предикторов выступают предшествующие значения стока и увеличение $n_{\text{опт}}$ до значений, сопоставимых с T аналогично увеличению числа предикторов до N , что приводит к появлению наряду с фактической ложной корреляции. Последняя и вызывает противоположную тенденцию в изменении точности поверочных и независимых прогнозов при малых T .

С увеличением продолжительности исходного ряда увеличивается точность расчета отдельных значений корреляционной функции. Однако в то же время меняется соотношение между числом факторов (в качестве которых в данном случае выступают предшествующие значения стока) и объемом выборки, т. е. снижается вклад ложной корреляции в общую корреляцию фактических и расчетных значений для поверочных прогнозов. Этим, по-видимому, и вызывается некоторое уменьшение или сохранение точности поверочных прогнозов при увеличении периода от 40 до 60 лет и увеличение точности независимых прогнозов.

С дальнейшим увеличением периода T ($T > 60$ лет) происходит уменьшение точности как поверочных, так и независимых прогнозов. Учитывая, что с увеличением периода T для стационарных рядов точность расчета корреляционной функции должна возрастать, следует предположить, что с периода $T = 60$ лет начинает сказываться в большей степени влияние нестационарности процесса стока.

Таким образом, при выпуске прогнозов выявились две противоположные тенденции: с одной стороны, для повышения точности прогнозов необходимо повысить точность расчетов корреляционной функции, т. е. увеличить период наблюдений или объем выборки. Однако, с другой стороны, для уменьшения влияния нестационарности, вызывающего, как правило, снижение значений корреляционной функции, рассчитанной только в зависимости от двига t , необходимо, чтобы исходный период был минимальным, тогда нестационарность процессов проявляется в наименьшей степени.

По-видимому, разрешение этих противоречий заключается в определении какой-то оптимальной продолжительности исходного ряда, при которой наилучшим образом сочетались бы эти противоположные требования. В данном случае для р. Невы — Петрокрепость этот период составляет около 60 лет. Возможно, что выбор оптимальной продолжительности исходного ряда может быть обоснован каким-либо образом теоретически. Однако, по крайней мере в настоящее время, поиски его должны производиться опытным путем — путем численных экспериментов. При этом в качестве критерия выбора расчетного периода, особенно по коротким рядам ($T < 60$ лет), должны выступать независимые прогнозы.

Остановимся теперь еще на некоторых обстоятельствах, выявленных при выпуске прогнозов динамико-статистическим методом по рядам различной продолжительности.

Одним из таких обстоятельств является изменение продолжительности периода обратной связи $n_{\text{опт}}$ с увеличением расчетного периода наблюдений. В настоящее время определение $n_{\text{опт}}$ производится опытным путем — путем перебора всех значений n от 1 до 30. При этом в качестве критерия выбора выступает требование о наилучшем качестве поверочных прогнозов, для оценки которых принимается $R_{a_{\phi} a_p}$, δ и P_M .

В табл. 1 представлены средние значения оптимального периода обратной связи $\bar{n}_{\text{опт}}$ для различных периодов T . Как следует из этих данных значения $n_{\text{опт}}$ возрастают с увеличением исходного расчетного периода T от 18 при $T = 40$ до $n = 30$ при $T = 100$ лет. Это означает, во-первых, что объяснять наличие достаточно высоких значений $R_{a_{\phi} a_p}$ поверочных прогнозов только ложной корреляцией являлось бы неверным, так как в этом случае при увеличении числа факторов точность поверочных прогнозов должна во всех случаях в общем возрастать. Во-вторых, это означает, что с увеличением расчетного периода возрастает роль дальних связей в колебаниях стока. В связи с этим интересно вспомнить, что для нестационарных процессов с увеличением продолжительности ряда наиболее резким изменениям подвергаются именно значения корреляционных функций при малых значениях τ .

Следующим обстоятельством, на которое надо обратить внимание, является изменение экстраполяционных функций $k(\tau)$ в зависимости от продолжительности рассматриваемой выборки исходного ряда из общего ряда и ее календарных сроков.

На рис. 2 для каждого расчетного периода T представлены графики совмещенных экстраполяционных функций $k(\tau)$, полученных по отдельным сериям поверочных прогнозов. Очевидно, что серии экстраполяционных функций занимают довольно широкую полосу значений вдоль оси абсцисс. В то же время экстраполяционные функции, во-первых, для каждого периода имеют хорошо выраженный циклический ход изменений по τ . При этом пример

ный период колебаний $k(\tau)$ не претерпевает существенных изменений с увеличением расчетного периода и составляет примерно 4 года.

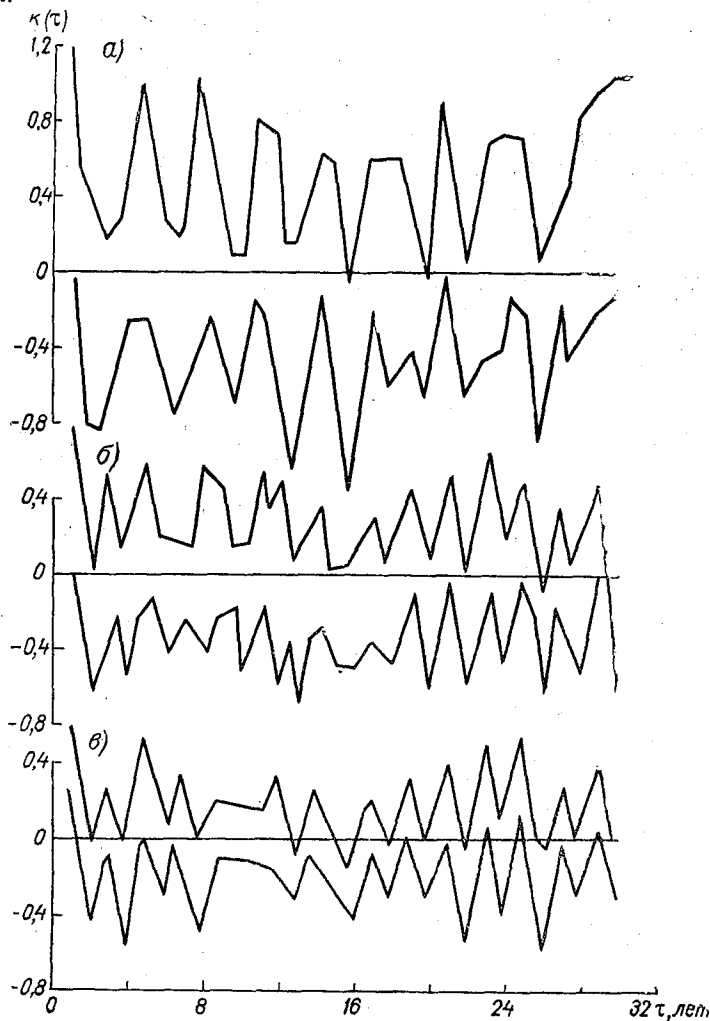


Рис. 2. Значения экстраполяционных функций по отдельным сериям поворочных прогнозов при различных периодах T :
 $a - T = 50$ лет; $б - T = 60$ лет; $в - T = 90$ лет

Во-вторых, экстраполяционные функции различных серий поворочных прогнозов при данном T изменяются в общем синхронно. Особенно четко это видно, если провести верхнюю и нижнюю огибающие полосы значений $k(\tau)$ различных серий поворочных прогнозов при данном T (см. рис. 1).

В-третьих, изменение значений $k(\tau)$ в зависимости от смещения календарного срока происходит постепенно. Этим они в некоторой степени отличаются от корреляционных функций, изменение отдельных значений которых происходит нередко весьма резко с изменением календарного срока [7]. По-видимому, это объясняется тем, что отдельные значения экстраполяционных значений являются интегральными характеристиками всей последовательности значений корреляционных функций.

В-четвертых, широкая полоса значений $k(\tau)$ обусловлена по степенным смещением экстраполяционных функций вдоль оси ординат — изменением их среднего значения.

Следует отметить, что перечисленные признаки, в частности постепенное смещение полосы значений $k(\tau)$ вдоль оси ординат в зависимости от изменения календарного срока, также являются одними из признаков нестационарности процесса.

Таким образом, в результате проведенных расчетов по ряду среднего годового стока р. Нева — Петрокрепость нами получены следующие выводы:

1. Колебания стока р. Невы являются нестационарными во времени.

2. Ввиду нестационарности ряда во времени продолжительность исходного периода должна быть ограничена. Однако чрезмерное ограничение продолжительности ряда наблюдений во времени может привести к уменьшению точности расчета отдельных величин корреляционной функции и появлению ложной корреляции.

3. Для повышения точности прогнозов динамико-статистическим методом необходимо найти оптимальный период, при котором влияние нестационарности и ограниченности периода наблюдений сочетались бы наилучшим образом.

4. Поиск оптимальной исходной продолжительности ряда должен производиться опытным путем по результатам независимых прогнозов, так как в поверочных прогнозах при коротких периодах возможно появление ложной корреляции.

Полученные выводы были апробированы и по другим рядам наблюдений, в частности по датам ледовых явлений и т. д. Интересно, что оптимальная продолжительность исходного ряда оказалась равной 60 лет. В действительности, учитывая, что исходные периоды брались равными 50, 60, 70 лет и т. д., она не равна 60 и находится где-то в этих пределах.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов. Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 41—59.
2. Гнеденко Б. В. Курс теории вероятностей Изд. 5-е, М., «Наука», 1964, 400 с.
3. Картвелишвили Н. А. Теория вероятностных процессов в гидрологии и регулировании речного стока. Л., Гидрометеоздат, 1967, 292 с.

4. Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Применение динамико-статистического метода для прогнозирования суточных и месячных значений температуры воды на Кольском разрезе. Материалы рыбохозяйственных исследований северного бассейна, вып. XVII, Мурманск, 1971, с. 13—24.
5. Серяков Е. И., Стрела В. В. Об использовании динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах термики моря. Труды ГМЦ, 1969, вып. 51, с. 93—99.
6. Хромов С. П. Колебания климата и современное потепление. «Природа», № 1, 1956, с. 16—21.
7. Шелутко В. А. Сверхдолгосрочный прогноз дат ледовых явлений в бассейне р. Лены. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, с. 134—150.



В. А. ШЕЛУТКО, Н. И. ШАМИНА, В. Г. ГВОЗДЕВА

ОПЫТ СВЕРХДОЛГОСРОЧНЫХ ПРОГНОЗОВ ДАТ ЛЕДОВЫХ ЯВЛЕНИЙ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ В БАССЕЙНЕ р. ОБЬ

С конца шестидесятых годов в Ленинградском гидрометеорологическом институте разрабатываются приемы сверхдолгосрочного прогнозирования дат ледовых явлений на реках Сибири динамико-статистическим методом. Первый опыт прогнозирования дат ледовых явлений на 1969 г. в бассейне р. Лена по оценке заказчика оказался вполне удовлетворительным [3]. В 1970 г. были проведены эксперименты по прогнозу ледовых явлений в бассейне р. Енисей и, наконец, с 1971 г. оперативный выпуск прогнозов с заблаговременностью 6—8 месяцев по заказу Иртышского речного пароходства проводится по бассейну р. Оби.

На первый взгляд выбор дат ледовых явлений (даты появления ледовых образований, начала ледостава, вскрытия, очищения ото льда) в качестве объекта прогнозирования кажется несколько неудачным.

Как известно, принципиальная сущность динамико-статистического метода заключается в представлении о том, что сложные природные макропроцессы являются многофакторными и формирование их носит многоступенчатый характер. При этом влияние каждого из факторов на каждой ступени формирования сопровождается появлением неконтролируемых элементов случайностей. Учитывая массовый характер этих элементов случайностей, равнодействующая их будет представлена величиной, подверженной флуктуациям циклического характера, причем устойчивость циклическости в значительной степени определяется массой или объемом элементов случайностей [2]. Исходя из этого, применение динамико-статистического метода рекомендуется к объектам природы, характеризующимся большим масштабом распространения во времени и пространстве, т. е. к макропроцессам. Казалось бы, что ледовые явления не являются макропроцессами, так как происходят в течение короткого времени и на конкретных ограниченных участках реки. Однако в то же время они являются следствием длительно действующих процессов, таких как атмосферная циркуляция, изменения температуры воздуха на больших территориях

и т. д. Особенно ясно это отразилось в современных методиках прогнозирования ледовых явлений даже с заблаговременностью в 10—20 дней, в которых в качестве предикторов обычно выступают изменения давления и температуры воздуха на весьма больших пространствах и за длительные интервалы времени.

Кроме того, при выборе дат ледовых явлений в качестве объекта прогнозирования имелось ввиду следующее обстоятельство: сверхдолгосрочные прогнозы дат ледовых явлений с заблаговременностью 8—12 месяцев имеют чрезвычайно важное народнохозяйственное значение и выполняются по заказу заинтересованной организации. Дело в том, что даты начала и конца ледовых явлений определяют начало и конец и продолжительность периода навигации, а следовательно, объем перевозок, количество караванов судов и т. д. В этих условиях предварительное знание ледовой обстановки (за 5—8 месяцев) могло бы позволить увеличить объем перевозок и сократить затраты, связанные с не запланированными зимовками судов в низовьях сибирских рек.

В настоящее время оперативные прогнозы выпускаются по бассейну р. Оби в 12 пунктах: 6 пунктов на р. Оби, на участке Молчаново—Салехард, длиной 2300 км; 6 пунктов на р. Иртыше, на участке Павлодар—Ханты-Мансийск, длиной 2400 км (табл. 1). По каждому пункту выбирались 4 ряда календарных наблюдений: даты вскрытия, очищения ото льда, появления ледовых образований, наступления ледостава. Продолжительность рядов наблюдений колеблется от 80 до 38 лет. Нормальной, для использования ДС-метода, является продолжительность рядов более 50 лет. Таким образом, из 12 пунктов необходимую продолжительность наблюдений имеют 9 рядов. В большинстве из выбранных рядов наблюдений имелись пропуски в 1 год и более, эти пропуски восстанавливались по графикам связи с аналогом. Восстановление можно считать достаточно надежным, так как коэффициенты корреляции связи приводимого ряда с аналогом во всех случаях превышали 0,7—0,8.

При анализе материалов необходимо было иметь в виду также неоднородность рядов наблюдений, связанную, главным образом, с различным типом регистрации ледовых явлений в различные периоды времени, действиями ледоколов, сбросом вод.

Следует отметить, что даты ледовых явлений меняются в весьма значительных пределах как от года к году, так и по длине реки. Так, вскрытие Иртыша (от Павлодара до устья) происходит в среднем за 15 дней, Оби (от Молчанова) за 30 дней. В большинстве пунктов амплитуда A дат вскрытия реки от ранней даты до поздней равна 30—31 дню, кроме Иртыш—Тобольск—44 дня и Обь—Октябрьское—47 дней. Очищение Иртыша ото льда происходит в среднем за 14 дней, очищение Оби за 27 дней. В большинстве пунктов амплитуда дат очищения от ранней до поздней равна 30 дням, кроме: Иртыш—Тобольск и Обь—Октябрьское—49, Обь—Салехард—26 дней.

Характерные даты ледовых явлений

Река, пункт	Период наблюдений	Число лет наблюдений	Дата вскрытия				Дата очищения ото льда				Дата появления ледовых образований				Дата ледостава			
			средняя	ранняя	поздняя	A	средняя	ранняя	поздняя	A	средняя	ранняя	поздняя	A	средняя	ранняя	поздняя	A
Иртыш — Павлодар	1891—1973	83	20.IV	6.IV	7.V	31	24.IV	11.IV	12.V	31	5.XI	21.X	26.XI	36	13.XI	26.X	5.XII	40
Иртыш — Омск	1891—1973	83	25.IV	11.IV	10.V	29	3.V	17.IV	16.V	29	31.X	14.X	21.XI	38	10.XI	20.X	26.XI	37
Иртыш — Тара	1891—1973	83	30.IV	15.IV	15.V	30	6.V	22.IV	21.V	29	1.XI	16.X	21.XI	36	7.XI	20.X	24.XI	35
Иртыш — Тобольск	1891—1973	83	27.IV	13.IV	27.V	44	4.V	20.IV	8.VI	49	2.XI	15.X	19.XI	35	10.XI	25.X	27.XI	33
Иртыш — Демьянское	1894—1973	80	30.IV	17.IV	15.V	28	6.V	22.IV	21.V	29	31.X	19.X	18.XI	30	7.XI	23.X	25.XI	33
Иртыш — Ханты-Мансийск	1894—1973	80	6.V	21.IV	22.V	31	8.V	26.IV	25.V	29	2.XI	20.X	20.XI	31	11.XI	25.X	1.XII	37
Обь — Молчаново	1894—1973	80	28.IV	11.IV	12.V	31	5.V	20.IV	20.V	30	30.X	15.X	16.XI	32	10.XI	25.X	26.XI	32
Обь — Александровское	1895—1973	79	10.V	23.IV	25.V	32	15.V	30.IV	31.V	31	29.X	15.X	15.XI	31	5.XI	22.X	26.XI	35
Обь — Сургут	1894—1973	80	12.V	25.IV	25.V	30	19.V	1.V	1.VI	31	27.X	15.X	14.XI	30	4.XI	21.X	26.XI	36
Обь — Белогорье	1921—1973	53	7.V	22.IV	20.V	28	19.V	30.IV	2.VI	33	27.X	14.X	15.XI	32	12.XI	29.X	26.XI	28
Обь — Октябрьское	1922—1973	52	12.V	9.IV	26.V	47	18.V	13.IV	1.VI	49	28.X	15.X	19.XI	35	9.XI	25.X	27.XI	33
Обь — Салехард	1933—1973	41	26.V	15.V	12.VI	28	1.VI	21.V	16.VI	26	19.X	9.X	7.XI	29	29.X	17.X	13.XI	27

Ледовые образования на Иртыше появляются в среднем за 5 дней, на Оби — за 10 дней. Амплитуда дат появления ледовых образований от ранней до поздней равна в среднем 33 дням. Ледостав устанавливается на Иртыше в среднем за 6 дней, на Оби — за 13 дней. Амплитуда дат ледостава от ранней до поздней равна в среднем 35 дням, кроме Обь — Белогорье и Обь — Салехард — 28 дней.

Принципиальная сущность динамико-статистического метода прогноза, предложенного проф. Ю. М. Алехиным в 1961 г., достаточно подробно изложена в данном сборнике в других статьях. Здесь же рассмотрим порядок разработки прогноза по данному методу для дат ледовых образований.

Для разработки прогнозов сроков начала ледовых явлений по календарным рядам D_i (дат вскрытия, очищения ото льда, начала густого ледохода и установления ледостава), каждого из названных выше створов, рассчитываются отклонения дат данного года от наиболее ранней даты рассматриваемого явления за весь период наблюдений $\Delta D_i = D_i - D$. По рядам ΔD_i вычисляются средние значения и отклонения от средних d_i : $d_i = \Delta D_i - \Delta \bar{D}$. По полученным расчетным рядам d_i вычислялись корреляционные функции $R(\tau)$ для всех целочисленных значений τ от 1 до 30 по равенству

$$R(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{N-\tau} (d_i - \bar{d}_1) (d_{i+\tau} - \bar{d}_\tau)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N-\tau} (d_i - \bar{d}_1)^2 \sum_{i=1}^{N-\tau} (d_i - \bar{d}_\tau)^2}}, \quad (1)$$

где \bar{d}_1, \bar{d}_τ — соответственно средние значения ряда d от первого до $(N - \tau)$ -го члена и от $(1 + \tau)$ -го до N -го члена; N — общее число членов ряда; τ — сдвиг, $\tau = 1 \div 30$.

По корреляционным функциям каждого ряда рассчитывались функции экстраполирования $k(\tau)$ при числе членов функции от 1 до 30:

$$\begin{aligned} d_{t+m-1} &= k_{m,1} d(t-1) + k_{m,2} d(t-2) + \dots + k_{m,n} d(t-n) = \\ &= \sum_{\tau=1}^n k_m(\tau) q(t-\tau), \end{aligned} \quad (2)$$

где $d(t-1), d(t-2) \dots$ — члены исходного ряда за предшествующие годы наблюдений; d_{t+m-1} — экстраполированный спрогнозированный член ряда с заблаговременностью m лет;

$k_{m,1}, \dots, k_{m,n}$ — оптимальные коэффициенты линейного экстраполирования с заблаговременностью m ; последовательность $k_m(\tau)$ ($\tau = m, m+1, \dots, n$) именуется в дальнейшем функцией экстраполирования ряда.

Вычисление функции экстраполирования $k_m(\tau)$ производилось по корреляционным функциям путем решения системы уравнений вида:

$$\left. \begin{aligned} k_1 R_0 + k_2 R_1 + \dots + k_n R_{n-1} &= R_1, \\ k_1 R_1 + k_2 R_0 + \dots + k_n R_{n-2} &= R_2, \\ \dots & \\ k_1 R_{n-1} + k_2 R_{n-2} + \dots + k_n R_0 &= R_n \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

методом Гаусса.

По результатам расчета $k(\tau)$ для различных n давался прогноз исследуемой величины и выбирались оптимальные коэффициенты экстраполирования при оптимальном периоде $n_{\text{опт}}$.

Для определения $n_{\text{опт}}$ в данной работе использовались следующие критерии:

1) последовательность эмпирических коэффициентов корреляции между фактическими и спрогнозированными членами ряда при различном n $R_{d_\phi d_p}$: при $R_{d_\phi d_p} \geq 0,60$ ряд прогнозируется удовлетворительно;

2) последовательность значений критерия случайности

$$\delta = \frac{D_{\Delta d}(n)}{D_{d_\phi}(n)},$$

где $D_{\Delta d}$ и D_{d_ϕ} — соответственно дисперсии ошибок прогноза (Δd) и фактического ряда при различных n . При $\delta \leq 0,64$ ряд прогнозируется удовлетворительно [4].

Всего по каждому ряду отбиралось три варианта расчетов. Для отсева случайных вариантов производилось построение графиков $R = f(n)$ и $\delta = f(n) = \frac{D_{\Delta d}}{D_{d_\phi}}$, а также проводилась проверка соотношения между R и δ по равенству $R = \sqrt{1 - \delta}$. Если максимумы R и минимумы δ не совпадали по n с приемлемой точностью, то они считались случайными и во внимание не принимались.

В дальнейшем из трех оптимальных вариантов расчета выбирался лучший путем сравнения критерия случайности δ и величин обеспеченности метода по поверочным прогнозам:

$$P_m = \frac{N - m'}{N} \cdot 100\%, \quad (4)$$

где N — число поверочных прогнозов по данному ряду; m' — число неудовлетворительных прогнозов.

Анализ результатов непосредственного прогнозирования по имеющимся рядам наблюдений показал необходимость повышения точности прогнозов. Так, общая обеспеченность поверочных сверхдолгосрочных прогнозов дат осенних ледовых явлений (появление ледовых образований, ледостав) по 12 пунктам соответственно равна 81 и 77%. Рассмотрим некоторые попытки улучшения прогнозов на примере дат осенних ледовых явлений.

Прогноз средних дат на участке

Пытаясь исключить ошибки в наблюдении и регистрации дат ледовых явлений, а также влияние местных факторов в каждом из рассматриваемых временных рядов, и тем самым улучшить прогноз, выпускались поверочные прогнозы дат осенних ледовых явлений средних по участкам по р. Иртыш: г. Павлодар — г. Омск, г. Омск — г. Тара, г. Тобольск — с. Демьянское, с. Демьянское — г. Ханты-Мансийск; по р. Оби: с. Молчаново — с. Александровское, с. Александровское — г. Сургут, г. Сургут — с. Белогорье, с. Белогорье — с. Октябрьское, с. Октябрьское — г. Салехард; по рекам Иртыш—Обь: г. Ханты-Мансийск — с. Белогорье.

Обработка исходных данных, результатов поверочных прогнозов, выбор оптимальных вариантов, выпуск независимых прогнозов производились аналогично описанному выше. Проанализируем полученные результаты. На рис. 1 приведены корреляционные функции временных рядов дат появления ледовых образований для верхнего — с. Александровское, нижнего — г. Сургут створов и средних дат на участке. Как следует из этого графика, колебания их имеют общую закономерность.

Однако корреляционная функция средних дат на участке имеет более сглаженный и более выраженный характер. Это вызвано

тем, что в ней отсутствуют мелкие циклы продолжительностью меньше 3 лет. Для этого же участка для обеих фаз осенних ледовых явлений на рис. 1 приведены коэффициенты корреляции $R_{d_{\phi} d_p}$ фактического и расчетного рядов и критерии случайности δ .

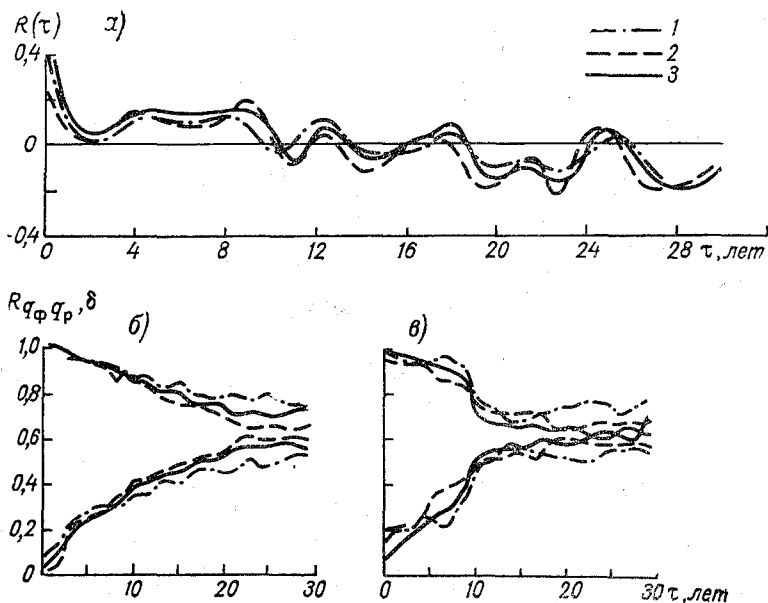


Рис. 1. График корреляционной функции $R(\tau)$ дат появления ледовых образований (а); график коэффициентов корреляции фактических и рассчитанных значений $R_{q_{\phi} q_p}$ и критериев случайности δ дат появления ледовых образований (б) и дат начала ледостава (в):

1 — верхний створ с. Александровское; 2 — нижний створ — г. Сургут; 3 — средние даты

Здесь можно отметить тенденцию $R_{d_{\phi} d_p}$ и δ средних дат на участке располагаться примерно по середине между этими же характеристиками верхнего и нижнего створов.

При составлении фактических ΔD_{ϕ} и расчетных ΔD_p значений средних дат на участке с ΔD_{ϕ} и ΔD_p дат верхнего и нижнего створов обнаружено, что амплитуда колебаний ΔD_{ϕ} средних на участке значительно ниже, чем ΔD_{ϕ} для каждого пункта и ближе к ΔD_p , что говорит о возможно меньшем числе неудовлетворительных прогнозов для участка реки.

Для фазы появления ледовых образований прогнозы средних дат на участке оказались эффективными на участке р. Иртыш от г. Павлодара до с. Демьянское. Для фазы начала ледостава — на участках г. Павлодар — г. Тара, г. Ханты-Мансийск — с. Белогорье, с. Александровское — с. Октябрьское. Общая обеспеченность метода для первой фазы ледовых явлений — 82%, второй — 86%.

Влияние продолжительности исходного ряда наблюдений на точность прогнозов

В целях выявления оптимального расчетного периода дат осенних ледовых явлений на реках Оби и Иртыше были даны поверочные прогнозы для периодов продолжительностью 50, 40 и 30 лет. Результаты их сопоставлены с результатами поверочных прогнозов для полного периода наблюдений (рис. 2, 3). Из данных, приведенных на рис. 2, 3, следует, что наибольшие коэффициенты корреляции R и наименьшие критерии случайности δ получились для пунктов, расположенных на р. Оби до впадения р. Иртыш (с. Молчаново, с. Александровское, г. Сургут) при расчетном периоде наблюдений $T = 40$ лет. Для низовьев р. Оби оптимальным является период $T = 50$ лет. Оптимальный расчетный период для фазы появления ледовых образований на р. Иртыш — $T = 40$ лет (кроме г. Тара — полный период), для начала ледостава — $T = 50$ лет (исключение г. Омск — $T = 40$ лет).

Таким образом, какого-либо определенного оптимального периода найдено не было. Для уточнения прогнозных дат построены графики изменения ΔD_p по длине реки в зависимости от расчетного периода ($T = 50$ лет, $T = 40$ лет, полный период) (рис. 4, 5).

Точки, отскакившие или нарушившие ход изменения дат осенних ледовых явлений по длине реки, анализировались. В результате некоторые из них не были приняты во внимание, а другие изменили свое местоположение.

Путем сопоставления дат по рядам с различными расчетными периодами определяются оптимальные прогнозные даты (на графиках эти даты изображены черными кружками).

Перечисленные выше уточнения имели место при выпуске оперативных прогнозов дат вскрытия, очищения ото льда, появления ледовых образований, наступления ледостава по 12 створам бассейна р. Оби. В табл. 2, 3 приведена оценка оперативных сверхдолгосрочных прогнозов с заблаговременностью 8—10 месяцев. Из 48 независимых прогнозов на 1972 г. неудовлетворительных оказалось 5, т. е. обеспеченность независимых прогнозов

$$P = \frac{43}{48} = 90\%.$$
 В 1973 г. обеспеченность независимых прогнозов по динамико-статистическому методу равна $\frac{36}{48} = 75\%$ (из 48 прогнозов неудовлетворительны 12).

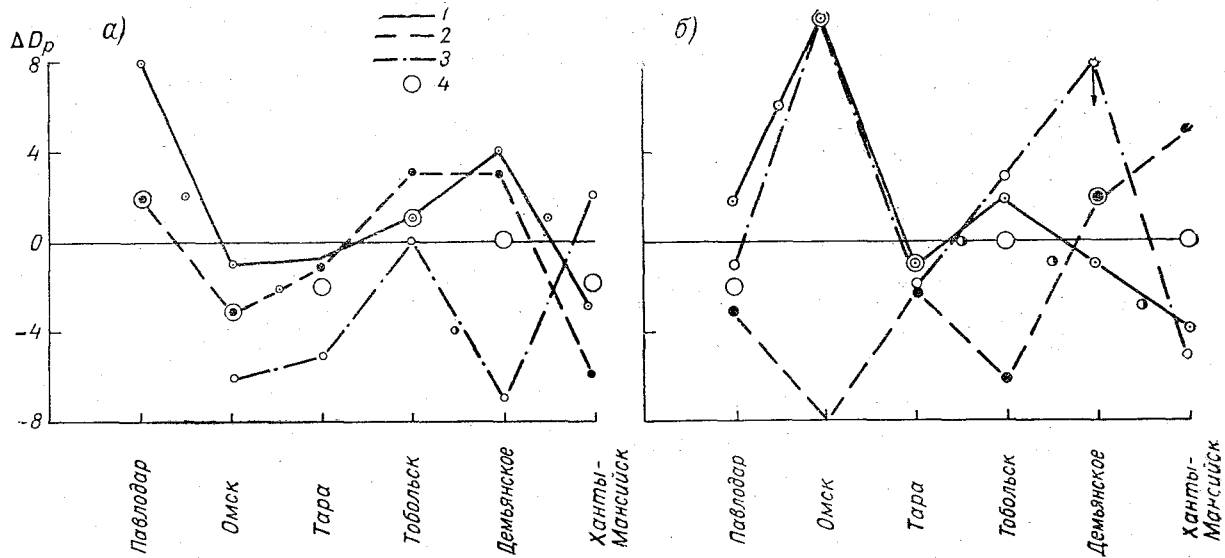


Рис. 2. Графики прогнозных дат ледовых образований по расчетным периодам различной продолжительности по длине р. Иртыш:

а — появление ледовых образований; б — начало ледостава; 1 — полный период; 2 — 50 лет; 3 — 40 лет; 4 — средние даты на участках

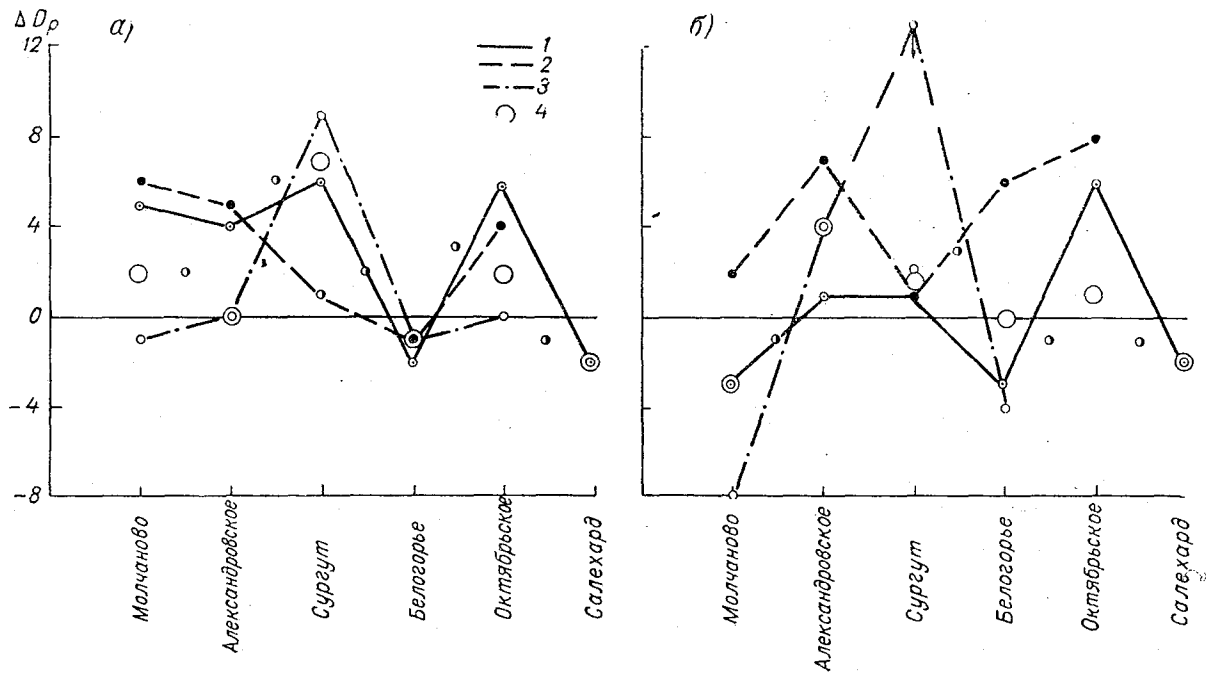


Рис. 3. Графики прогнозных дат ледовых образований по расчетным периодам различной продолжительности по длине р. Обь:

а — появление ледовых образований; б — начало ледостава: 1 — полный период; 2 — 50 лет; 3 — 40 лет; 4 — средние даты на участках

Река, пункт	1972 г.							
	Вскрытие				Очищение			
	фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях	фактическая дата	допустимая ошибка в днях	прогноз ЛГМИ	оценка
Иртыш — Павлодар	22.IV	22.IV	уд.	5	27.IV	5	27.IV	уд.
Иртыш — Омск	24.IV	28.IV	уд.	5	28.IV	5	5.V	неуд.
Иртыш — Тара	26.IV	28.IV	уд.	5	1.V	5	4.V	уд.
Иртыш — Тобольск	25.IV	29.IV	уд.	6	29.IV	6	2.V	уд.
Иртыш — Демьянское	27.IV	30.IV	уд.	5	7.V	5	5.V	уд.
Иртыш — Ханты-Мансийск	6.V	4.V	уд.	5	7.V	5	5.V	уд.
Обь — Молчаново	25.IV	29.IV	уд.	5	27.IV	5	1.V	уд.
Обь — Александровское	11.V	12.V	уд.	5	12.V	5	14.V	уд.
Обь — Сургут	12.V	11.V	уд.	5	16.V	5	18.V	уд.
Обь — Белогорье	8.V	8.V	уд.	6	20.V	6	18.V	уд.
Обь — Октябрьское	16.V	14.V	уд.	8	19.V	8	19.V	уд.
Обь — Салехард	4.VI	4.VI	уд.	8	9.VI	8	8.VI	уд.

1973 г.

Вскрытие				Очищение			
фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях	фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях
14.IV	21.IV	неуд.	5	18.IV	26.IV	неуд.	5
20.IV	17.IV	уд.	5	24.IV	27.IV	уд.	5
20.IV	29.IV	неуд.	5	24.IV	5.V	неуд.	5
19.IV	26.IV	неуд.	6	22.IV	5.V	неуд.	6
20.IV	26.IV	неуд.	5	26.IV	5.V	неуд.	5
28.IV	2.V	уд.	5	2.V	7.V	уд.	5
20.IV	26.IV	неуд.	5	26.IV	1.V	уд.	5
9.V	6.V	уд.	5	10.V	12.V	уд.	5
7.V	9.V	уд.	5	15.V	17.V	уд.	5
2.V	7.V	уд.	6	18.V	17.V	уд.	6
6.V	12.V	уд.	8	12.V	18.V	уд.	8
25.V	27.V	уд.	8	26.V	1.VI	уд.	8

Река, пункт	1972 г.							
	Появление ледовых образований				Ледостав			
	фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях	фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях
Иртыш—Павлодар	11.XI	7.XI	уд.	7	24.XI	12.XI	неуд.	7
Иртыш — Омск	2.XI	2.XI	уд.	8	11.XI	15.XI	уд.	7
Иртыш — Тара	2.XI	29.X	уд.	7	8.XI	6.XI	уд.	7
Иртыш — Тобольск	1.XI	4.XI	уд.	7	10.XI	6.XI	уд.	7
Иртыш — Демьянское	1.XI	31.X	уд.	6	9.XI	11.XI	уд.	7
Иртыш — Ханты-Мансийск	1.XI	1.XI	уд.	6	10.XI	10.XI	уд.	7
Обь — Молчаново	2.XI	1.XI	уд.	6	18.XI	6.XI	неуд.	6
Обь — Александровское	28.X	29.X	уд.	6	9.XI	9.XI	уд.	7
Обь — Сургут	31.X	31.X	уд.	6	9.XI	6.XI	уд.	7
Обь — Белогорье	1.XI	23.X	неуд.	6	10.XI	12.XI	уд.	6
Обь — Октябрьское	31.X	30.X	уд.	7	7.XI	10.XI	уд.	7
Обь — Салехард	11.X	19.X	неуд.	6	1.XI	30.X	уд.	5

прогнозов

Таблица 3

1973 г.

Появление ледовых образований				Ледостав			
фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях	фактическая дата	прогноз ЛГМИ	оценка	допустимая ошибка в днях
23.XI	1.XI	неуд.	7	5.XII	6.XI	неуд.	7
28.X	30.X	уд.	8	6.XI	14.XI	неуд.	7
28.X	30.X	уд.	7	8.XI	8.XI	уд.	7
26.X	1.XI	уд.	7	—	10.XI	уд.	7
27.X	1.XI	уд.	6	11.XI	11.XI	уд.	7
28.X	1.XI	уд.	6	8.XI	10.XI	уд.	7
30.X	31.X	уд.	6	9.XI	9.XI	уд.	6
27.X	28.X	уд.	6	2.XI	7.XI	уд.	7
26.X	26.X	уд.	6	7.XI	6.XI	уд.	7
26.X	25.X	уд.	6	20.XI	15.XI	уд.	6
22.X	22.X	уд.	7	6.XI	10.XI	уд.	7
9.X	19.X	неуд.	6	26.X	5.XI	неуд.	5

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 41—59.
2. Алехин Ю. М. Проблема причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности. Труды ЛГМИ, 1969, вып. 35, с. 39—45.
3. Шелутко В. А. Сверхдолгосрочный прогноз дат ледовых явлений в бассейне р. Лены. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, с. 134—149.
4. Руководство по гидрологическим прогнозам, вып. 4. Л., Гидрометеоздат 1963, с. 37—63.



СТАТИСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ВЕРТИКАЛЬНОЙ ТЕРМОХАЛИННОЙ СТРУКТУРЫ ДЕЯТЕЛЬНОГО СЛОЯ ОКЕАНА ДЛЯ РАЗЛИЧНЫХ ВРЕМЕННЫХ МАСШТАБОВ ОСРЕДНЕНИЯ

В последнее десятилетие значительно возрос интерес к исследованию деятельного слоя океана, что вызвано, в основном, решением актуальнейших проблем современной океанологии. Как примеры последних, приведем взаимодействие океана и атмосферы в динамике неоднородного океана (или теорию внутренних волн). Необходимо изучать деятельный слой океана и для решения практических задач, например для подводного флота, гидроакустики рыбного промысла.

В данной статье представлена статистическая модель вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана, основу которой положен динамико-статистический метод прогнозирования [1]. Следует отметить, что значительная изменчивость океана, в особенности его деятельного слоя, не позволяет разработать эффективные для прогнозирования физические или гидродинамические модели его структуры (по крайней мере, на данном этапе изученности динамических и термодинамических процессов, происходящих в океане). В то же время, учитывая, что океанологические процессы формируются под действием многих разномасштабных сил, возможен подход к ним как случайным процессам. Поэтому нам представлялось наиболее перспективным статистическое направление прогнозирования.

В настоящее время имеется достаточно обширная литература по спектральному анализу океанологических процессов. Например, [12] представлена классификация нестационарных процессов в океане. Из нее следует, что временная изменчивость океанологических процессов имеет весьма широкий диапазон: отмечены периоды от долей секунды до десятков и более лет. Поскольку современные наблюдения в океане позволяют наиболее подробно исследовать его мезоструктуру, остановимся на рассмотрении мезомасштабных явлений. К ним можно отнести приливные и инерционные колебания (периоды от нескольких часов до суток), суточные колебания термического происхождения и, наконец, вихри, про-

исхождения которых связывают с бароклинными волнами Россби (периоды от нескольких суток и более). Все указанные колебания создают сложный пространственно-временной спектр мезомасштабных океанологических процессов, что позволяет их считать вероятностными процессами.

Если обратиться к рассмотрению внутренней структуры океанологических рядов, в частности мезомасштабных, можно отметить, что в них преобладает вероятностная составляющая. Значительно меньше выражена детерминированная составляющая, обусловленная, в основном, баротропными приливными волнами и баротропными волнами Россби, и совсем небольшой вклад в эти ряды (как, вообще, в любые природные ряды) вносит чисто случайная составляющая (ее вероятность равна $\frac{1}{2}$). Последнее обстоятельство позволяет успешно применять, по крайней мере, к макро- и мезомасштабным океанологическим рядам статистическое прогнозирование. Постараемся это показать на конкретных примерах.

Следует отметить, что используемый в работе метод прогнозирования [1, 2] рекомендован его автором для применения к макропроцессам. Вышеизложенное о внутренней структуре мезомасштабных процессов в океане не противоречит сущности динамико-статистического метода, и их прогнозирование по этому методу только значительно расширяет его практическое применение.

Для исследования возможностей статистического прогнозирования макромасштабной вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана были привлечены наиболее длительные и полные наблюдения над температурой и соленостью воды, которые имелись на корабле погоды (к. п.) М (с 1949 по 1968 г.). В опытные прогнозы был взят период, имеющий наименьшее количество пропусков в наблюдениях — 1949—1953 гг. Поскольку для большинства задач океанологии представляет интерес прогнозирование функции температуры и солености, т. е. плотности морской воды то в работе прогнозу последней уделяется наибольшее внимание.

Анализ изменчивости среднемесячных величин плотности с глубиной показал, что амплитуда постепенно уменьшается в зависимости от затухания, в основном годовой составляющей колебаний и на глубинах 600 и 1000 м амплитуда колебаний плотности практически мала (рис. 1). Здесь она составляет соответственно 0,0 и 0,03 усл. ед., поэтому прогнозы плотности были даны для следующих стандартных горизонтов: 0, 10, 25, 50, 75, 100, 150 и 300 м. Для всех горизонтов, кроме 300 м, прогнозы оказались удовлетворительными (рис. 2). На 300 м отмечалась весьма слабая внутренняя скоррелированность рядов. Следует отметить, что выполненный прогноз реальных (нефильтрованных) рядов наблюдений хорошо воспроизвел только годовой ход, мелкие колебания

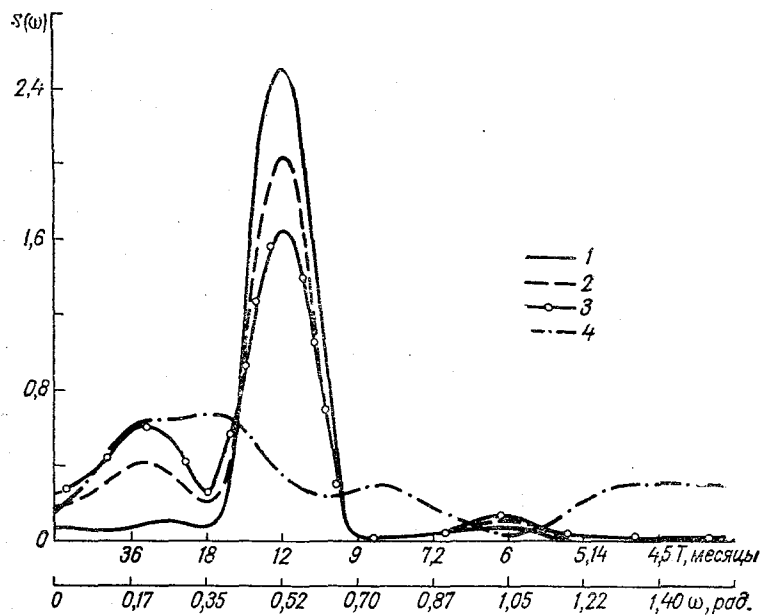


Рис. 1. Спектры колебаний среднемесячных значений плотности воды на горизонтах 25 м (1), 75 м (2), 100 м (3) и 300 м (4); к. п. М.

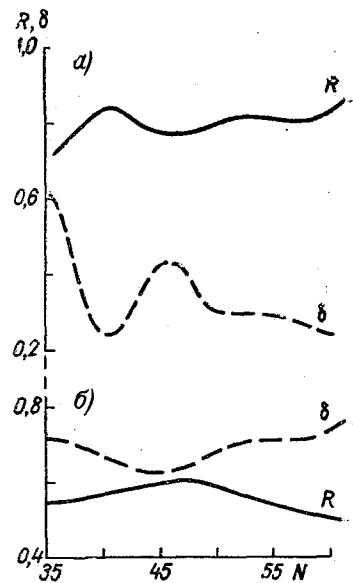


Рис. 2. Выбор оптимального расчетного периода для рядов среднемесячных значений плотности на горизонтах 100 м (а) и 300 м (б); к. п. М.

накладывающиеся на годовую составляющую, им не были предсказаны; поэтому для его уточнения из рядов был исключен годовой ход (табл. 1).

Таблица 1

Амплитуда годовых колебаний плотности воды

Горизонт, м	0	10	25	50	75	100	150
Амплитуда колебаний, усл. ед.	0,97	0,96	0,80	0,45	0,32	0,24	0,15

Для всех полученных фильтрованных рядов значения плотности оказались не очень большими, но представляющими практический интерес, поэтому было целесообразно их прогнозировать.

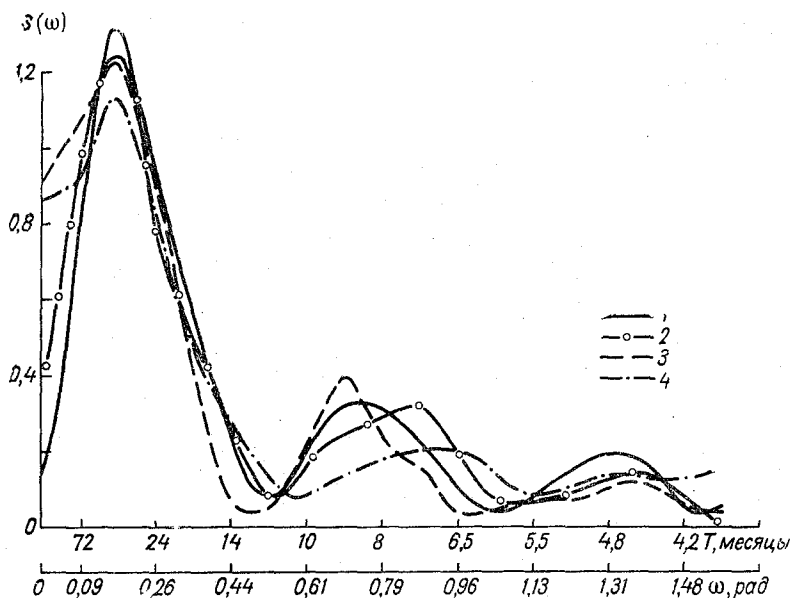


Рис. 3. Спектры колебаний среднемесячных значений плотности воды для фильтрованных рядов на горизонтах 0 м (1), 10 м (2), 50 м (3), и 150 м (4); к. п. М.

Проведенный спектральный анализ этих рядов (продолжительность наблюдений 10—15 лет) обнаружил в колебаниях плотности периоды в 3 года, 9—6 месяцев и 5—4,5 месяца (рис. 3). Не устанавливая причин их возникновения (в данном исследовании это не требуется), укажем, что в совокупности они создают заметно выраженную вероятностную составляющую в фильтрованных рядах.

Рассмотрим внутреннюю скоррелированность исследуемых рядов. Как видно из рис. 4, все корреляционные функции имеют циклический характер. Однако с увеличением глубины залегания

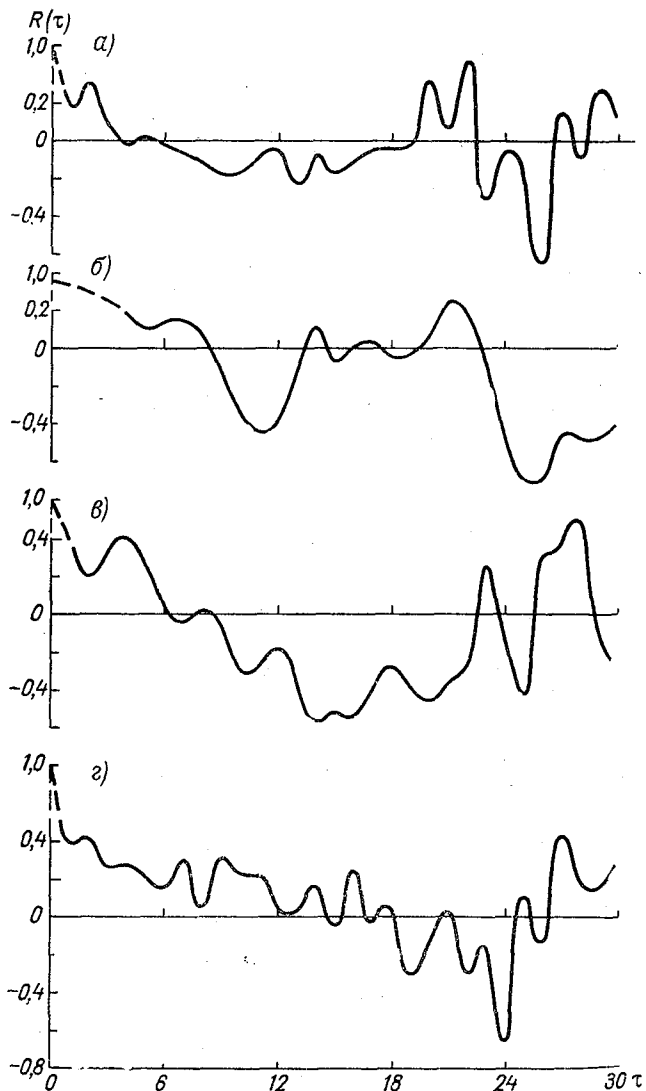


Рис. 4. Корреляционные функции среднемесячных значений плотности для фильтрованных рядов на горизонтах 10 м (а), 25 м (б), 50 м (в) и 75 м (г); к.п. М

рассматриваемых колебаний плотности периодичности корреляционных функций ее рядов становятся все менее устойчивыми, что указывает на постепенное уменьшение с глубиной внутренней

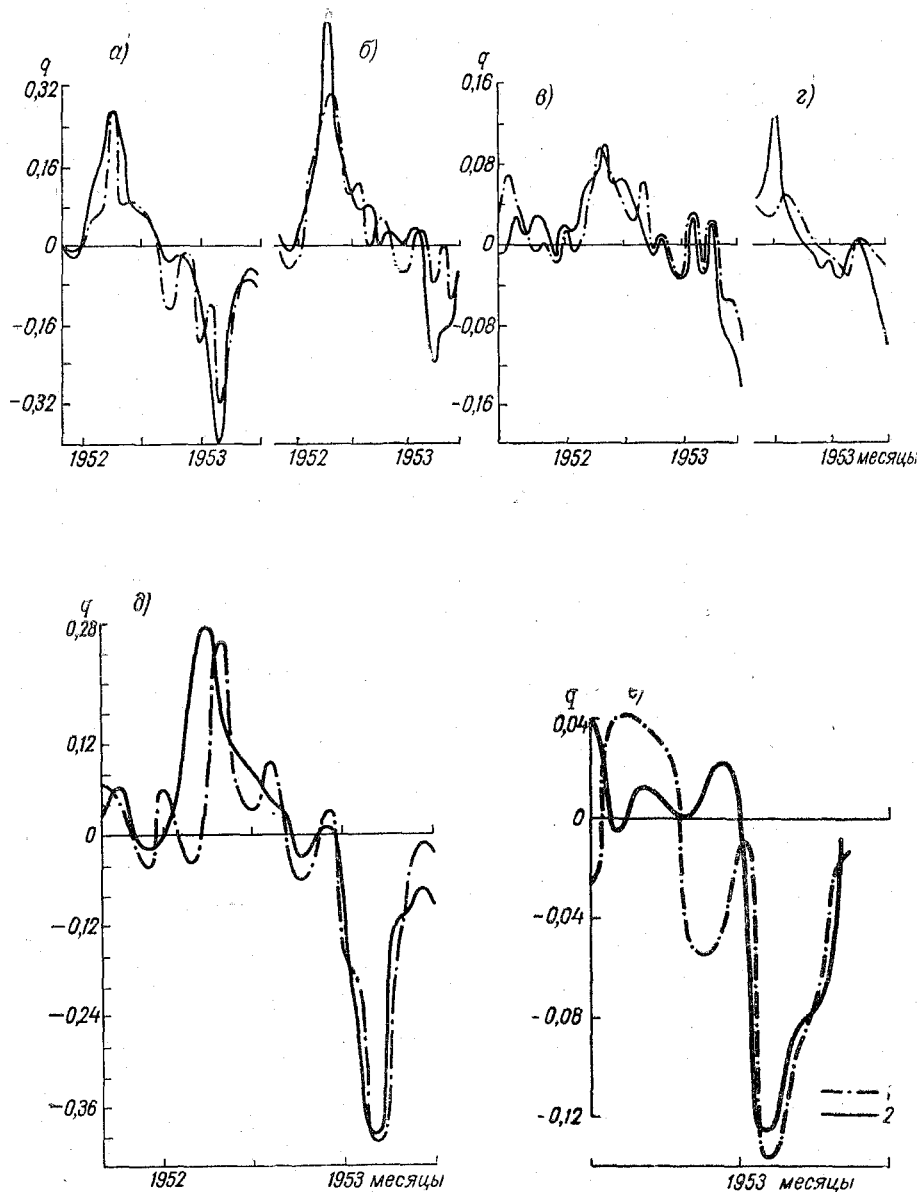


Рис. 5. Сравнение спрогнозированных (1) и фактических (2) значений плотности на горизонтах 10 м (а), 25 м (б), 50 м (в), 75 м (г) при заблаговременности 1 шаг и на горизонтах 10 м (д) и 25 м (е) при заблаговременности 3 шага.

скоррелированности рядов. Действительно, как показывают спектры, амплитуды выделенных колебаний затухают с глубиной, а значит, ослабевает и их взаимосвязь. Поэтому можно было ожидать для фильтрованных рядов удовлетворительные прогнозы плотности на всех исследуемых горизонтах, кроме 100 и 150 м.

Результаты полученных независимых прогнозов представлены на рис. 5 и в табл. 2. Оценка их обеспеченности производилась по инструкции ГМЦ [8], по которой при долгосрочных прогнозах (от 2 до 6 месяцев) величина допустимой ошибки принималась равной $\pm 0,8\sigma$, при краткосрочном прогнозе $\pm 0,674\sigma$ (табл. 3).

Таблица 2

Обеспеченность и эффективность прогнозов среднемесячных значений плотности воды в %

Горизонт, м	Заблаговременность, месяц					
	1		2		3	
	Обеспеченность	Эффективность	Обеспеченность	Эффективность	Обеспеченность	Эффективность
0*	81	38	91	30	91	33
10	76	33	81	38	87	39
25	81	19	92	17	82	9
50	72	16	67	9	57	0
75	73	6	79	8	86	15
100**	70	17	—	—	—	—

* На горизонте 0 м был выдан еще прогноз с заблаговременностью 5 месяцев, который имел также высокую обеспеченность и эффективность, соответственно равную 80 и 12%.

** Для нефильтрованного ряда.

Таблица 3

Допустимая ошибка прогнозов колебаний плотности (усл. ед.)

Критерий допустимой ошибки	Горизонт, м					Глубина залегания однородного слоя, м
	0	10	25	50	75	
$\pm 0,674\sigma$	$\pm 0,09$	$\pm 0,07$	$\pm 0,05$	$\pm 0,03$	$\pm 0,04$	13
$\pm 0,8\sigma$	$\pm 0,10$	$\pm 0,09$	$\pm 0,06$	$\pm 0,04$	$\pm 0,05$	—

Эффективность прогнозов, представленная в табл. 2, определялась по отношению к природной обеспеченности явления. Как видно из этой таблицы, для горизонтов 0; 10 и 25 м эффективность методических прогнозов значительно превышает норму эффективности (10%). Для горизонтов 50 и 75 м наш прогноз не при всех заблаговременностях дал положительные результаты. Из таблицы следует, что с увеличением заблаговременности не всегда ухудшаются результаты прогноза. Поэтому при уточнении прогнозов следует выбирать оптимальную заблаговременность [3]. Как предполагалось, на горизонтах 100 и 150 м прогнозы оказались невысокой обеспеченности.

В целом анализ результатов прогноза показал, что качество прогнозов плотности воды ухудшается с увеличением глубины горизонта, на котором рассматриваются колебания плотности. Однако, как видно из табл. 2, для прогнозов плотности в слое 0—100 м всегда можно найти условия, при которых достигается высокая эффективность прогнозов.

В данной работе производился еще прогноз средних месячных значений глубины залегания нижней границы однородного слоя в районе к. п. М. Результаты прогноза оказались также удовлетворительными. Расхождения наблюдаемых и спрогнозированных глубин залегания этой границы составляли несколько метров (обеспеченность и эффективность равнялась соответственно 80% и 20%).

В заключение рассмотрения результатов прогноза среднемесячных колебаний плотности на стандартных горизонтах в слое 0—300 м в районе к. п. М можно предложить следующую статистическую модель: по динамико-статистическому методу [1, 2] рекомендуется производить прогнозы до 300 м. На верхних горизонтах 0, 10, 25, 50 и 75 м необходимо из рядов наблюдений исключать средний многолетний годовой ход, на горизонтах 100 и 150 м проведение такой фильтрации нецелесообразно. Для уточнения прогнозов необходимо определять оптимальный расчетный период и оптимальную заблаговременность для каждого горизонта в отдельности [3]. Установлено для исследуемых рядов, что количество шагов экстраполяции может достигать 10—12 в зависимости от их стационарности, однако подробно этот вопрос в работе не рассматривался.

Положительные результаты проведенных прогнозов позволяют наметить пути осуществления оперативных прогнозов термохалинной структуры в районе к. п. М. Известно, что в наблюдениях этого корабля в последние годы имеются пропуски в 6 месяцев через каждые 1,5 года. Их можно легко заполнить результатами прогнозов с заблаговременностью, в основном, 3 месяца и, таким образом, подойти к оперативным прогнозам.

Необходимо еще отметить, как можно было ожидать, что выполненные прогнозы плотности оказались наиболее эффективными по сравнению с результатами прогнозов температуры и солености.

Особенно слабая внутренняя скоррелированность выявилась для рядов солености. Действительно, она подвержена влиянию наименьшего числа факторов.

Успешно проведенное прогнозирование макроструктуры плотностной неоднородности деятельного слоя океана позволило обра-

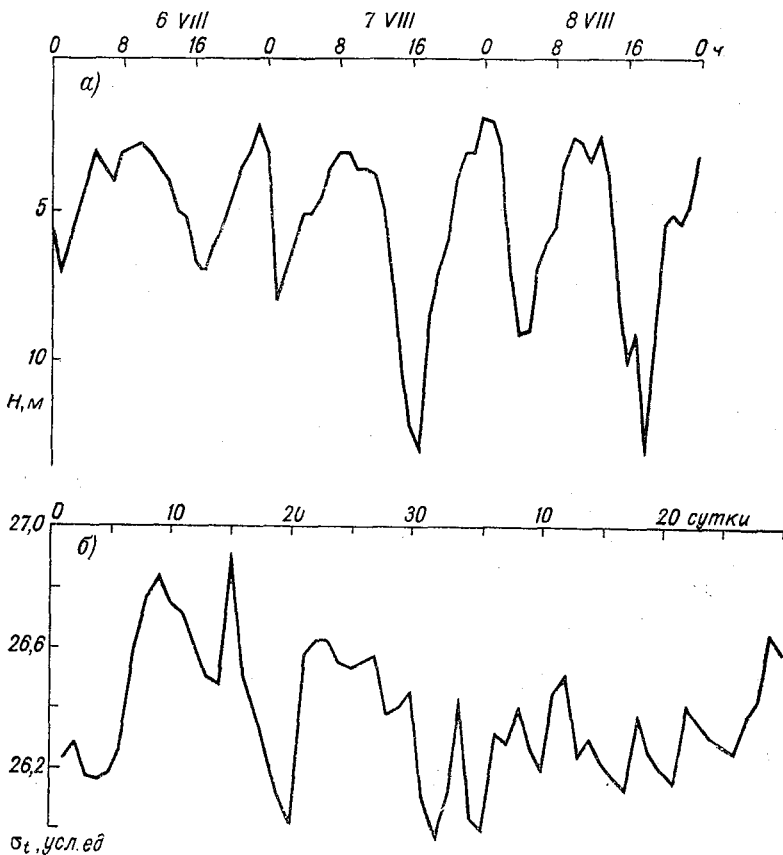


Рис. 6. Колебания глубины термоклина (а) и плотности морской воды на поверхности (б) за исследуемый период.

гиться к разработке статистических прогнозов его мезоструктуры (рис. 6). С этой целью для прогнозов привлекались следующие ряды наблюдений: среднесуточные колебания плотности морской воды на поверхности и на горизонте 50 м, к. п. М, июль и август 1953 г. (ряды № 4 и 5, табл. 4); среднечасовые колебания глубины залегания изопикны $\sigma_{25,5}$, многосуточная станция в северо-западной части Атлантического океана, сентябрь 1962 г. (нефиль-

трованный ряд № 2 и фильтрованный ряд № 3) и среднечасовые колебания глубины залегания термоклина, многосуточная станция в районе Миссион-Бич, Калифорния (ряд № 1). Спектральный анализ указанных рядов выявил в них колебания нескольких периодов [4, 5, 11], что подтверждало многофакторность исследуе-

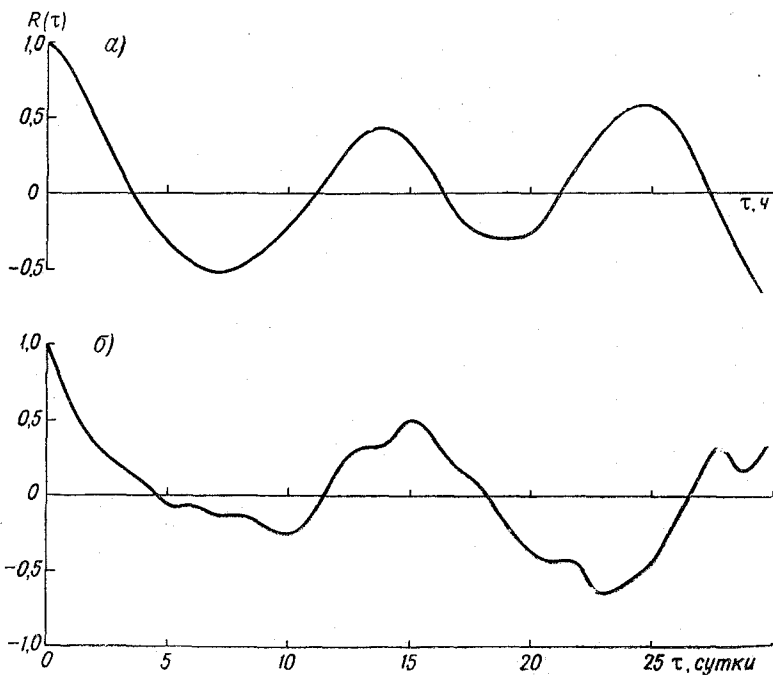


Рис. 7. Корреляционные функции часовых значений глубины залегания термоклина (а) и суточных значений плотности морской воды на поверхности (б).

мых процессов и позволяло считать их сложнслучайными процессами. Таким образом, результаты спектрального анализа подтверждали целесообразность применения динамико-статистического метода. К такому же выводу привел и анализ корреляционных функций. Как видно из рис. 7, они отчетливо и правильно периодичны, что указывает на заметную внутреннюю скоррелированность исследуемых процессов.

Рассмотрим результаты проведенного статистического прогнозирования мезоструктуры деятельного слоя океана (табл. 4 и рис. 6 и 8). Для всех исследуемых рядов отмечается высокая эффективность методических прогнозов, особенно по сравнению

с природной обеспеченностью (выдавалось до 25 независимых прогнозов). Как видно из табл. 4 (последние графы), ошибки методического прогноза всегда меньше ошибок инерционного прогноза.

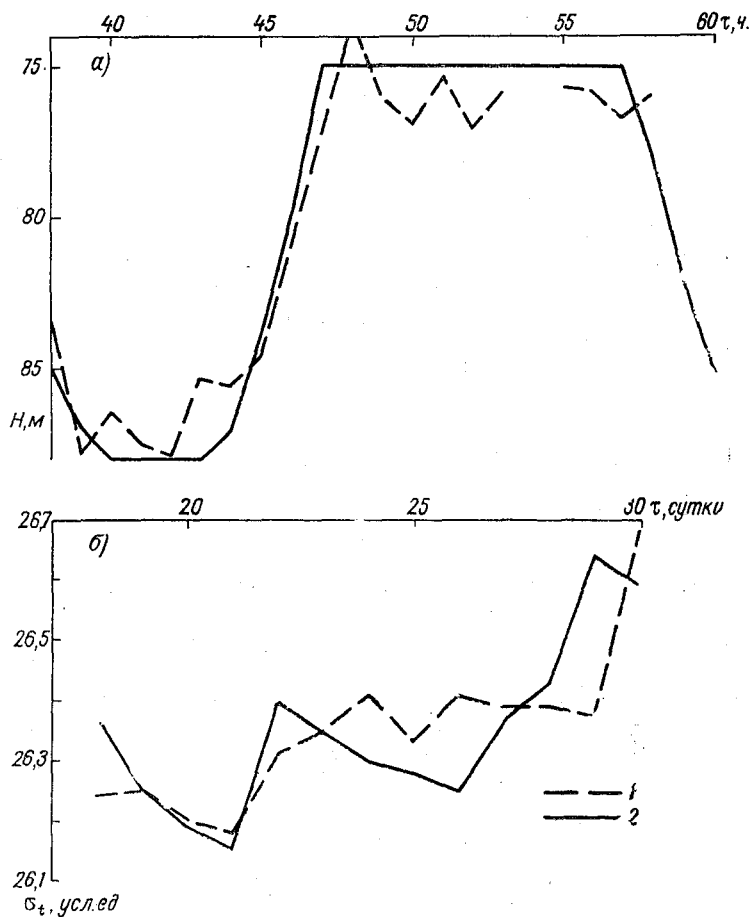


Рис. 8. Сравнение спрогнозированных (1) и фактических (2) значений глубины залегания изопикны $\sigma_{25,5}$ (а) и плотности воды на поверхности (б).

за, поэтому даже при достаточно большой обеспеченности инерционных прогнозов выгоднее применять динамико-статистический метод прогнозирования. Выполненные прогнозы с большой заблаговременностью дали также положительные результаты, что особенно повышает ценность применяемого метода прогнозирования.

Оценка прогнозов мезомасштабных процессов

№ рядов	Заблаговременность, ч.	Допустимая ошибка $\pm 0,674\sigma$	Обеспеченность, %			Эффективность прогнозов (%) по сравнению с		Средний квадрат ошибок прогнозов по	
			природная	прогноза по инерции	прогноза по ДС-методу	природной	прогнозом по инерции	инерции	ДС-методу
1	1	1,8 м	55	64	80	25	16	2,1 м	1,6 м
1	2	"	"	48	84	29	36	3,2 м	1,6 м
1	5	"	"	12	88	33	76	5,2 м	1,2 м
1	10	"	"	32	80	25	48	4,1 м	1,6 м
2	1	3,4 м	38	83	100	62	17	2,3 м	1,5 м
3	1	3,0 м	47	78	100	53	22	2,3 м	1,3 м
4	24	0,15 усл. ед.	47	77	84	37	7	0,13 усл. ед.	0,11 усл. ед.
5	24	0,11 усл. ед.	84	59	71	—	12	0,26 усл. ед.	0,17 усл. ед.

Необходимо отметить, что проведенные прогнозы весьма хорошо воспроизводят аномалии в исследуемых колебаниях: резкое повышение или понижение прогнозируемой характеристики, а затем длительные небольшие ее колебания, при этом сдвиг по фазе отмечается совсем незначительный (не более 1 шага).

Как указывалось, немаловажным в достижении высокой эффективности полученных прогнозов явился выбор новых оптимальных условий прогнозирования [3].

В заключение рассмотрения статистического прогнозирования макро- и мезопроцессов в океане отметим, что прогнозируемые колебания часто не наблюдались в прошлом — за период предыстории и расчетного ряда, несмотря на это, прогнозы получились удовлетворительными (рис. 6 и 8). Отмеченное может служить примером того, что наблюдения представляют собой гораздо больший объем сведений, чем тот, которым располагает исследователь, и поэтому методы прогнозирования, учитывающие внутреннюю скоррелированность рядов наблюдений, являются наиболее перспективными. Для примера приведем результаты прогнозов океанологических процессов по физическим моделям [10, 14] или прогнозов с учетом отдельных факторов, формирующих исследуемые процессы [11, 15]. Можно отметить, что указанные прогнозы дают удовлетворительные результаты только при определенных физических условиях. Ограничения, вводимые в эти модели, не позволяют давать эффективные прогнозы для практики.

В итоге выполненной работы можно сделать следующие выводы.

Предложена статистическая модель вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана, в основу которой положен динамико-статистический метод прогнозирования с выбором новых оптимальных условий. Ее применение к прогнозу как макроструктуры, так и мезоструктуры деятельного слоя океана оказалось весьма успешным. Полученные в работе результаты позволяют усовершенствовать и расширить практическое применение динамико-статистического метода в океанологии. Например, они позволяют осуществлять, кроме долгосрочных прогнозов — с заблаговременностью сезон и год [13], еще и краткосрочные прогнозы — с заблаговременностью месяц, сутки и час. Кроме того, доказана возможность прогнозирования гидрофизических характеристик на отдельных стандартных горизонтах деятельного слоя.

Учитывая сильную вертикальную изменчивость всех характеристик в этом слое, последний вывод становится особенно ценным. Например, для рыбопромысловых прогнозов необходимо знать температуру воды, не только осредненную в слое 0—200 м [7], но и на отдельных горизонтах и, в особенности, в глубинных слоях. Разработке оперативных прогнозов температуры воды на горизонтах 200 м и придонном на гидрологическом разрезе «Кольский меридиан» посвящена отдельная статья [6].

Представляется, что в настоящее время предложенная модель может найти наибольшее применение при интерполяции рядов наблюдений, так как всегда в них имеются пропуски. В будущем, большие перспективы в применении статистического прогнозирования океанологических процессов открывает современное планирование синоптической службы наблюдений в океане [9, 12].

В данной работе принимали участие студенты-дипломники И. И. Волков, А. А. Лаховский, Б. Р. Нерослев и Фам Ван Хуан.

ЛИТЕРАТУРА

- Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963, 86 с.
- Алехин Ю. М. Проблемы причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности. Труды ЛГМИ, 1969, вып. 35, с. 39—45.
- Борис Л. И., Шелутко В. А. О выборе оптимальных условий при прогнозировании океанологических процессов по динамико-статистическому методу (см. настоящий сборник).
- Борис Л. И. Сравнительная оценка спектрального анализа и методов Фуриха и Шустера применительно к океанологическим рядам. Труды ЛГМИ, 1967, вып. 24, с. 122—142.
- Борис Л. И. О статистических характеристиках внутренних волн в океане. Деп. № 5127, 1972, 12 с.
- Борис Л. И. Статистическое прогнозирование придонной температуры воды Баренцева моря (см. настоящий сборник).

7. Валерианова М. А., Кондратович К. В., Серяков Е. И. Долгосрочные прогнозы термических условий в Северном промышленном бассейне. Труды ПИНРО, 1973, вып. 24, с. 94—107.
8. Инструкция по оценке качества методов и оправдываемости морских гидрологических прогнозов. М., Гидрометеиздат, 1965, 88 с.
9. Изменчивость океанографических полей и глубинные наблюдения в океане. Труды ГОИН, 1974, вып. 119, 120 с.
10. Калацкий В. И. Двухслойная модель расчета толщины изотермического слоя в океане. «Метеорология и гидрология», с. 60—68.
11. Кернс Дж., Лафонд Е. Периодические движения термоклина у побережья Южной Калифорнии. В сб. «Формирование, структура и флуктуации верхнего термоклина в океане». Л., Гидрометеиздат, 1971, с. 40—55.
12. Монин А. С., Каменкович В. М., Корт В. Г. Изменчивость Мирового океана. Л., Гидрометеиздат, 1974, 262 с.
13. Серяков Е. И., Стрела В. В. Об использовании динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах термики моря. Труды ГМЦ, 1969, вып. 51, с. 93—100.
14. Русин И. Н. К вопросу о расчете толщины квазизоднородного слоя океана. «Метеорология и гидрология», 1973, № 6, с. 62—69.
15. Тимченко И. Е., Ярин В. Д. Последовательный анализ наблюдений вертикального распределения температуры воды в Лионском заливе. Севастополь, МГИ, 1973, № 3 (62), с. 15—25.



О ВЫБОРЕ ОПТИМАЛЬНЫХ УСЛОВИЙ ПРИ ПРОГНОЗИРОВАНИИ ОКЕАНОЛОГИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ

В работе [2] обоснована перспективность статистического на-
правления прогнозирования океанологических процессов и приве-
дены многочисленные примеры весьма успешного прогнозирования
о динамико-статистическому методу. В ней отмечено, что решаю-
щим в достижении положительных результатов проведенных про-
гнозов явилось наличие заметной внутренней скоррелирован-
ности исследуемых процессов, высокое качество применяемого
метода прогнозирования и строгий выбор оптимальных условий
при прогнозировании.

В данной статье рассмотрена методика выбора новых оптималь-
ных условий динамико-статистического метода и показано практи-
ческое значение выполнения такого этапа прогнозирования.

Известно, что в природе почти не имеется чисто стационарных
процессов. Большинство реальных процессов имеет квазистацио-
нарный или нестационарный характер с присущими им локально
стационарными и периодически нестационарными интервалами [3].
Этому при прогнозировании таких процессов динамико-стати-
стическим методом, основанным на представлении о стационарно-
сти, возможно и даже необходимо выбрать оптимальные продол-
жительности исходного ряда, в котором нестационарность сказа-
лась бы в наименьшей степени. При этом, как будет показано
данном исследовании, достигается значительное повышение эф-
фективности прогнозов.

Напомним, что методика прогнозирования по динамико-стати-
стическому методу состоит в следующем: по ряду наблюдений на-
ходится корреляционная функция, по корреляционной функции
определяется спектральная плотность, затем находится оптималь-
ная передаточная функция, далее определяются коэффициенты
интерполяции, как значения оптимальной весовой функции,
наконец, вычисляется прогнозируемая величина [1]. Как показали
практические прогнозы океанологических процессов, выбор только ука-
занных оптимальных критериев недостаточен. Выяснилось, что

необходимо еще определять оптимальный расчетный период и даже оптимальную заблаговременность. Последний критерий противоречит тому, что в реальных случайных процессах, в силу их нестационарности, точность прогнозирования с увеличением заблаговременности падает. Однако в наших методических задачах исследуемый ряд увеличивался на число членов равное заблаговременности. Поэтому оптимальные критерии для этих рядов были различными, это приводило в некоторых случаях к повышению точности прогнозирования при увеличении заблаговременности [2].

С целью выбора предложенных оптимальных критериев динамико-статистического метода нами была составлена соответствующая программа счета. По ней сначала выбирался оптимальный расчетный период (или ряд наблюдений, по которому определялась корреляционная функция), затем устанавливалась оптимальная предыстория (или количество наблюдений, используемых в прогнозном уравнении) и, наконец, рассматривались прогнозы с различной заблаговременностью. Для исследования привлекали ряды наблюдений при различных временных масштабах осреднения:

№ 1—7* — среднемесячные колебания плотности морской воды (σ_t) на горизонтах 0, 10, 25, 50, 75, 100 и 150 м; к. п. М, 1949—1953 гг.;

№ 8* — среднемесячные колебания толщины однородного слоя к. п. М, 1949—1953 гг.

№ 9 и 10* — среднесуточные колебания температуры и соли воды на поверхности; к. п. М, 1949—1953 гг.

№ 11 и 12 — среднесуточные колебания плотности морской воды на поверхности и на горизонте 50 м; к. п. М, июль и август 1953 г.

№ 13 и 14 — среднечасовые колебания глубины залегания изопикны $\sigma_{25,5}$ (нефильтрованный и фильтрованный ряды); многоточная станция в с.-з. части Атлантического океана, сентябрь 1962 г.

№ 15 — среднечасовые колебания глубины залегания термклина; многосуточная станция в районе Миссион-Бич (Калифорния).

Большинство используемых рядов содержало 60 членов. Корреляционная функция вычислялась со сдвигом, равным 30. Как сколько ранее опытными прогнозами было установлено, что для прогнозирования по этим рядам достаточно 15—20 коэффициентов экстраполяции, то при определении оптимального расчетного периода за минимальный принимался период, равный 15. В дальнейшем, при каждом новом прогнозе расчетный период увеличивался на один шаг. Таким образом, при длине ряда в 60 членов выдавалось 26 прогнозов, из которых и выбирался оптимальный.

* Указанные ряды наблюдений были центрированы относительно среднего многолетнего хода.

ый расчетный период. На рис. 1 представлены графики изменчивости коэффициента корреляции между фактической и спрогнозируемой величиной $R_{q_{\text{ф}}, q_{\text{пр}}}$ и функции точности экстраполяции δ при различных значениях расчетного периода N . Как видно из приведенного рисунка, δ и $R_{q_{\text{ф}}, q_{\text{пр}}}$ сильно меняются в зави-

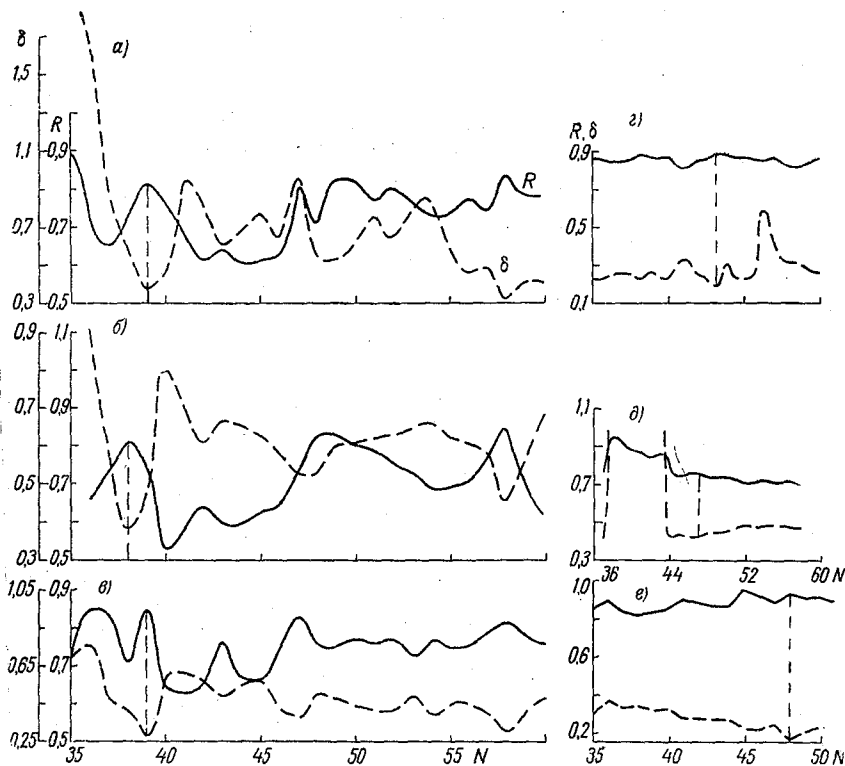


Рис. 1. Выбор оптимального расчетного периода для рядов № 1, заблаговременность 1 шаг (а); заблаговременность 2 шага (б); для рядов № 2 (в); № 3 (г); № 5 (д) и № 15 (е), заблаговременность 1 шаг.

ности от продолжительности расчетного периода. В большинстве случаев эта изменчивость носит скачкообразный характер. Для некоторых рядов наблюдается повторение оптимальных условий (иногда большее R и наименьшая δ), например, для ряда № 11 оптимальный расчетный период равен 38 и 57. Таким образом, при выборе оптимальных критериев возможно установить наименьшее количество наблюдений, необходимых при прогнозировании. Затем, для выбранного $N_{\text{опт}}$ выдавались прогнозы. Для наших оптимальных расчетных периодов оказались значительно

меньше их длины, поэтому выдавалось несколько прогнозов (до 23). При этом оптимальный расчетный период сдвигался по исследуемому ряду. Например, если $N_{\text{опт}} = 41$, то при $N = 60$ было дано 20 прогнозов. По результатам полученных прогнозов определялась их обеспеченность [2]. С методической целью для этих прогнозов выявлялась оптимальная предыстория — $n_{\text{опт}}$ (по лентам машинного счета).

Для установления предельно возможной заблаговременности прогнозирования m выдавались прогнозы на несколько шагов вперед (шаг равен заблаговременности прогнозов). Для каждой заблаговременности отдельно проводился расчет, который состоял из двух указанных этапов: выбора оптимального расчетного периода и выпуска прогнозов с $N_{\text{опт}}$.

Для одного исследуемого ряда ($N = 60$), приведенный выбор оптимальных критериев требовал затраты примерно одного часа машинного времени (ЭЦВМ «Раздан-2»). Следует отметить, что при оперативной работе может быть затрачено меньше времени, чем в данных методических задачах.

Как уже отмечалось, выполненные прогнозы оказались успешными [2]. Рассмотрим оптимальные условия таких прогнозов. Из табл. 1 видно, что для исследуемых рядов независимо от времени масштаб их осреднения принято $N_{\text{опт}}$ находилось в пределах от 36 до 50. Анализ внутренней скоррелированности исследуемых рядов не позволил обосновать выявленные оптимальные расчетные периоды. Например, сравнение данных табл. 1 и 2 не показало какого-либо соответствия между ними. В то же время проведенные многочисленные прогнозы позволяют установить минимальное количество наблюдений, необходимое для осуществления прогнозов; при масштабах осреднения 1 месяц необходимо привлекать ряды наблюдений продолжительностью 3—4 года, при масштабах осреднения 1 сутки — 1,5 месяца и при масштабах осреднения 1 час — от 1,5 до 2 суток.

Таблица

Длина оптимального расчетного периода

Дискретность наблюдений	Месяц									
	1				2			3		
№ исследуемого ряда										
Заблаговременность	1	2	3	5	1	2	3	1	2	
Длина расчетного периода	39	38	38	40	39	40	38	39	49	

Дискретность наблюдений	Месяц										Сутки				Часы				
	4		5			6	7	8	9	10	11	12	13	14	15				
№ исследуемого ряда	1	2	3	1	2	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	5	10	
Заблаговременность	36	37	38	45	47	47	38	38	40	42	39	48	44	37	37	48	47	44	39

Таблица 2

Средний период автокорреляционной функции (t_R)

Дискретность наблюдений	Месяц					Сутки			Часы		
	1	2	3	4	5	11	12	13	14	15	
№ исследуемого ряда	8,8	7,1	13,0	7,7	2,7	14,7	4,5	9,2	9,4	11,5	
Средний период	81	76	81	72	73	84	71	10,1	100	80	
Обеспеченность прогнозов, %	22	20	21	19	22	37	—	62	53	25	
Эффективность методических прогнозов, %											

Следствием сложной внутренней структуры исследуемых рядов является также непостоянство оптимального периода предьстории. Она различна не только для каждого исследуемого ряда, но и для отдельного ряда она может значительно изменяться, в зависимости от продолжительности расчетного периода (табл. 3, 4).

В большинстве рассмотренных прогнозов n_{opt} равнялось 15—20, в некоторых же прогнозах предьстория состояла только из 2—3 наблюдений. Для примера приведем результаты прогнозов при различных n_{opt} (рис. 2, 3 и табл. 3, 4).

Прогнозы с различной заблаговременностью дали также положительные результаты. К сожалению, из-за отсутствия времени не удалось выявить предельно возможные заблаговременности. Однако на основании выполненных прогнозов можно заключить, что для рассмотренных процессов возможно давать прогнозы вперед до 5 и 10 шагов (рис. 2, 3).

Независимый прогноз для ряда № 3

Заблаговременность 3 мес., оптимальный расчетный период 50.

№ члена исходного ряда	Наблюдённые данные	Средняя скользящая	Предьстория	Оценка проверочных прогнозов		В отклонениях от скользящего среднего		Ошибка Δq
				$R_{q_{ф}}$	$q_{пр}$	для ряда наблюдаемых данных	для ряда прогнозных данных	
50	0,04	0,003	14	0,88	0,21	0,04	-0,02	-0,06
51	0,00	0,004	27	0,91	0,28	-0,01	0,04	0,05
52	0,02	0,005	12	0,87	0,24	0,01	0,04	0,03
53	0,01	0,005	13	0,87	0,24	0,00	0,03	0,03
54	0,00	0,005	10	0,84	0,29	-0,00	-0,05	-0,05
55	0,03	0,004	10	0,83	0,31	0,02	-0,05	-0,07
56	0,01	0,004	17	0,79	0,60	0,00	-0,01	-0,01
57	-0,12	0,004	16	0,76	0,57	-0,13	-0,14	-0,01
58	-0,09	0,004	6	0,74	0,44	-0,09	-0,10	-0,01
59	-0,08	0,002	6	0,74	0,43	-0,08	-0,07	0,01
60	-0,01	-0,002	10	0,73	0,57	-0,01	-0,01	0,00

Как показано в [2], для исследуемых рядов не наблюдается значительного уменьшения точности прогнозирования с увеличением заблаговременности и даже в некоторых случаях отмечается некоторое ее увеличение. Последнее обстоятельство позволяет рекомендовать выбор оптимальной заблаговременности. (Следует еще раз указать, что в наших методических работах при увеличении заблаговременности удлиняется на ее величину и исследуемый ряд). Полученные положительные результаты прогнозов с большой заблаговременностью значительно повышают ценность методических прогнозов (рис. 2, 3).

В силу нестационарности океанологических процессов выявленные в данном исследовании оптимальные критерии прогнозирования не претендуют на универсальность. Однако выполненное для каждого исследуемого ряда ($N = 60$) достаточно большое количество прогнозов (> 20) указывает на некоторую степень их надежности. Дальнейшие разработки в этом направлении могут конкретизировать полученные оптимальные критерии, напри-

Независимый прогноз для ряда № 15
 Заблаговременность 10 ч, оптималь-
 ный расчетный период 50.

№ члена исходного ряда	Наблюденные данные	Скользящее среднее	Предыстория	Оценка проверочных прогнозов		Отклонениях от скользящего среднего		Ошибка Δq
				δ	$R_{q_{ф}}^{q_{пр}}$	для ряда наблюдаемых данных	для ряда прогнозных данных	
49	1,9	4,5	4	0,29	0,87	-2,6	-1,2	1,4
50	2,0	4,6	4	0,27	0,87	-2,6	-2,1	0,5
51	3,0	4,8	2	0,26	0,86	-1,8	-1,7	0,1
52	7,0	5,0	2	0,28	0,86	2,0	-0,8	-2,8
53	9,0	5,0	25	0,31	0,86	4,0	3,5	-0,5
54	8,9	5,1	4	0,24	0,87	3,8	3,8	0,0
55	6,9	5,2	3	0,24	0,87	1,7	2,8	1,1
56	6,0	5,2	5	0,24	0,87	0,8	0,7	-0,1
57	5,5	5,2	7	0,24	0,87	0,3	0,4	0,1
58	3,5	5,2	6	0,24	0,87	-1,7	-0,4	1,3
59	2,6	5,2	16	0,20	0,89	-2,6	-2,2	0,4
60	2,8	5,1	15	0,22	0,89	-2,3	-2,4	-0,1
61	3,4	5,1	15	0,23	0,89	-1,7	-1,7	0,0
62	2,5	5,2	9	0,23	0,88	-2,7	-1,3	1,4
63	4,0	5,4	16	0,17	0,90	-1,4	-2,6	-1,2
64	8,0	5,5	12	0,18	0,90	2,5	0,2	-2,3
65	10,0	5,5	13	0,16	0,92	4,5	4,2	-0,3
66	9,0	5,5	15	0,16	0,92	3,5	4,0	0,5
67	13,0	5,5	15	0,18	0,91	7,6	2,6	-5,0
68	9,0	5,4	21	0,17	0,90	3,6	7,0	3,4
69	5,4	5,3	20	0,21	0,89	0,1	0,0	-0,1
70	5,0	5,3	17	0,23	0,88	-0,3	-2,7	-2,4
71	5,4	5,3	17	0,25	0,87	0,1	0,4	0,2
72	4,6	5,2	17	0,20	0,90	-0,6	-1,5	-0,9
73	3,0	5,3	17	0,19	0,91	-2,3	-2,3	0,0

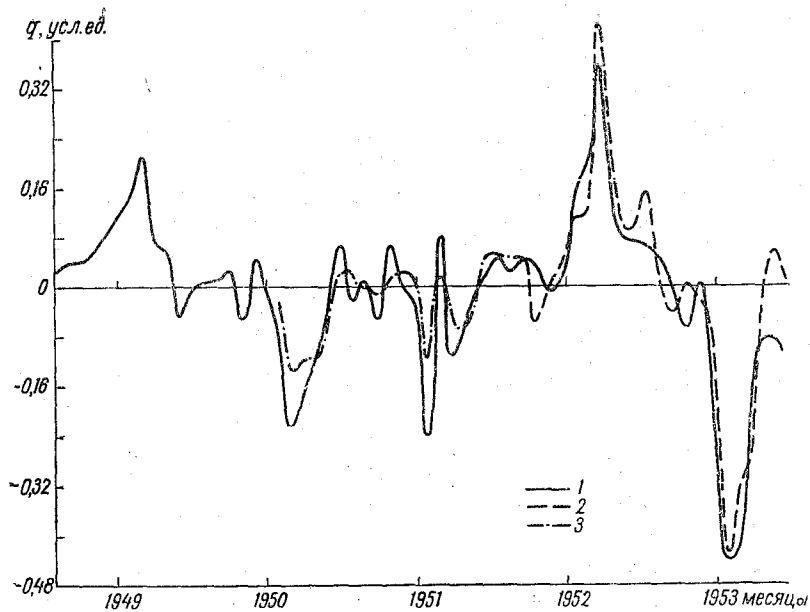


Рис. 2. Фактические (1) и спрогнозированные с заблаговременностью 1 шаг (2, 3) величины для ряда № 3:
2 — независимый прогноз; 3 — зависимый прогноз

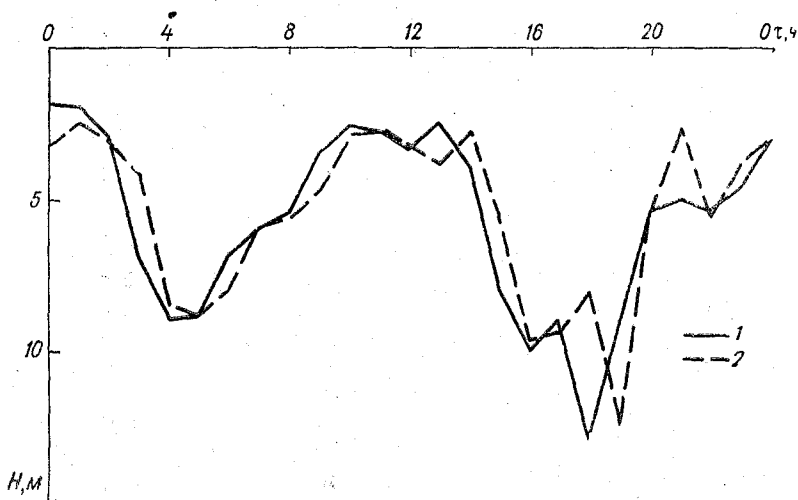


Рис. 3. Фактические (1) и спрогнозированные с заблаговременностью десять шагов (2) величины для ряда № 15.

мер, они могут определить предельно возможную заблаговременность статистического прогнозирования. Можно отметить, что выбор оптимальных критериев дал положительные результаты как для прогнозирования макропроцессов (масштаб осреднения 1 месяц), так и для мезопроцессов (масштаб осреднения 1 сутки и 1 час). Это еще раз подтверждает наличие значительной вероятностной составляющей во внутренней структуре океанологических процессов различных временных масштабов.

Интересно сравнить полученные методические результаты с выводами работы [1]. Как можно было ожидать, отмечается некоторое несоответствие. Например, при прогнозировании океанологических процессов не соблюдается условие $t_k \geq 8$ (табл. 2) и для них отмечается большая заблаговременность прогнозов, чем для гидрологических процессов. Отмеченное несоответствие условий прогнозирования вызвано различной внутренней структурой океанологических и гидрологических рядов наблюдений, поскольку они формируются под воздействием различных природных факторов. Например, для океана, как переслоенной среды, характерны внутренние волны [2].

В заключение отметим, что проведенное исследование позволяет рекомендовать обязательный выбор предложенных оптимальных условий при прогнозировании по динамико-статистическому методу. При этом достигается высокая эффективность прогнозов океанологических процессов. Многие прогнозы для наших исследуемых рядов без строгого выбора оптимальных условий прогнозирования оказались неудовлетворительными.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 41—59.
2. Борис Л. И. Статистическая модель вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана для различных временных масштабов осреднения (см. настоящий сборник).
3. Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. Пер. с англ. М., «Мир», 1974, 463 с.

К МЕТОДИКЕ ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА СОСТАВЛЯЮЩИХ ТЕПЛООВОГО БАЛАНСА ОКЕАНА

Вопрос о преобразованиях солнечной энергии в атмосфере и гидросфере, описываемых уравнениями теплового баланса, имеет большое значение для решения широкого комплекса проблем как практического, так и теоретического характера. Процессы теплообмена на подстилающей поверхности определяют термодинамическое состояние атмосферы и океана, а следовательно, тип атмосферной циркуляции, изменение теплосодержания деятельного слоя, интенсивность океанских течений и, в конечном итоге, условия развития биомассы в водной толще. До недавнего времени исследования элементов теплового баланса на поверхности океана не выходили за рамки климатологических обобщений, и лишь в последнее десятилетие появились работы по расчету и анализу изменчивости составляющих уравнения теплового баланса за отдельные сроки.

Прогностических же разработок по этим элементам в настоящее время нет. Сложность определения составляющих теплового баланса, многообразие влияющих факторов, а также отсутствие систематических наблюдений на океанах создавали труднопреодолимые препятствия при традиционном в гидрометеорологии подходе к прогностической задаче. Подход этот, как известно, заключается в установлении статистической зависимости прогнозируемого элемента от некоторого числа определяющих факторов, генетически связанных с этим элементом.

Однако в большинстве случаев количество определяющих факторов довольно велико, и приходится ограничиваться учетом лишь главных из них, что сказывается на точности прогнозов.

Кроме того, фазовые сдвиги генетически связанных процессов неустойчивы во времени: в течение некоторого периода процессы оказываются синхронными, затем синхронность нарушается и даже могут оказаться вышеуказанные процессы в противофазе.

Указанное обстоятельство является следствием вероятностного характера взаимосвязей природных процессов. Поэтому при разработке прогностических схем целесообразно привлекать вероятностно-статистические методы.

На основе этих представлений в настоящей работе предпринята попытка разработать методику долгосрочного прогноза сезонных

величин теплового баланса поверхности океана в Северной Атлантике. Работе предшествовали исследования по многолетней изменчивости элементов теплового баланса [4—9], выполненные в 1962—1970 гг.

Исходными материалами послужили вычисленные в ЛГМИ месячные величины полного теплового баланса поверхности океана T^* в районах кораблей погоды за период с 1951 по 1969 г. Полный тепловой баланс поверхности T^* представляет собой сумму трех основных составляющих:

$$T^* = R + P + LE, \quad (1)$$

где R — радиационный баланс поверхности океана; P — турбулентный теплообмен с атмосферой; LE — потери тепла на испарение (или приток тепла от конденсации водяных паров). T^* численно равен теплообмену поверхности с нижележащими слоями, характеризующему поступление тепла в деятельный слой океана.

Для анализа межгодовой изменчивости интенсивности теплообмена поверхности с деятельным слоем вычислены стандартные (среднеквадратичные) отклонения сезонных сумм полного теплового баланса σ в районах кораблей погоды (к. п.).

Анализ табл. 1, в которой представлены величины σ , показывает, что наибольшие вариации теплового баланса приурочены к районам кораблей погоды D , B и E . Это объясняется значительными колебаниями температуры воды Северо-Атлантического течения (к. п. D), оказывающими решающее влияние на интенсивность турбулентных потоков тепла и влаги в атмосферу, меандрированием ветвей теплового течения (к. п. E), смещениями фронта, разделяющего холодные и теплые течения (к. п. B).

Таблица 1

Стандартные отклонения сезонных сумм теплового баланса поверхности океана 1951—1969 гг. $\left(\frac{\text{ккал}}{\text{см}^2 \text{ сезон}} \right)$

Корабль погоды	$\sigma_{\text{общ}}$	$\sigma_{\text{ХП-П}}$	$\sigma_{\text{III-V}}$	$\sigma_{\text{VI-VIII}}$	$\sigma_{\text{IX-XI}}$
A	7,1	7,2	9,1	3,8	7,2
B	10,8	15,5	10,9	2,0	10,4
C	5,5	8,2	5,7	2,5	4,4
D	12,6	18,0	8,5	6,1	14,5
E	9,1	12,0	7,8	7,0	8,8
I	5,8	8,2	4,2	3,1	6,5
J	5,7	8,5	4,6	3,1	5,3
K	5,8	8,0	4,0	3,2	6,8
M	8,2	10,7	10,5	4,0	5,6

Наименьшие многолетние изменения теплового баланса наблюдаются в районах кораблей погоды *C, I, J, K*, что свидетельствует об относительной устойчивости условий теплообмена в данных районах.

Внутригодовое распределение многолетней изменчивости теплового баланса характеризуется значительными амплитудами колебаний зимних условий теплообмена и довольно устойчивыми летними условиями. Объясняется это тем, что зимой, когда над океаном в атмосфере преобладает неустойчивая стратификация, во взаимодействие при вертикальной конвекции вовлекается слой атмосферы, по меньшей мере, в 10 раз больше слоя, соответствующего инверсионным условиям, которые господствуют летом. Вследствие этого интенсивность теплового взаимодействия между океаном и атмосферой возрастает от лета к зиме, и соответственно увеличивается многолетняя изменчивость теплового баланса поверхности океана.

Для выявления периодических составляющих в колебаниях теплообмена вычислены функции спектральной плотности рядов сезонных аномалий теплового баланса, характеризующие распределение плотности (частоты) колебаний, образующих данный процесс. Вычисления производились по формуле

$$S(\lambda) = \frac{\pi}{2} \sum_{i=1}^n r_i t_i \left(\frac{\sin t_i \lambda}{t_i \lambda} \right) \left(\frac{\sin \Delta_i \lambda}{\Delta_i \lambda} \right) \quad (2)$$

где $S(\lambda)$ — функция спектральной плотности; $r_i = R_i - R_{i+1}$ — разность ординат соседних величин корреляционной функции R_i , вычисленной для целочисленных значений сдвигов во времени τ_i ;

n — наибольший сдвиг корреляционной функции; $\Delta_i = \frac{\tau_{i+1} - \tau_i}{2}$ —

полурастояние по оси абсцисс между R_{i+1} и R_i ; $t_i = \tau_i + \Delta_i$ — абсциссы середин между этими точками.

На спектрограммах рассматриваемого процесса выделяется ряд гармонических составляющих (рис. 1). Наибольшую амплитуду имеют колебания с периодом 5 лет. Составляющие других периодов выражены в меньшей степени, но тем не менее на их долю приходится значительная часть энергии колебаний процесса.

В вопросе о причинах цикличности природных процессов существует две диаметрально противоположные точки зрения. Согласно первой из них, колебания гидрометеорологических явлений возникают под воздействием сил космического и геофизического происхождения [3]. В качестве доказательства доминирующей роли внешних сил в формировании рассматриваемой цикличности приводится примерное равенство периодов изменения внешних сил и периодов колебаний процессов в атмосфере и океане. Однако изменчивость природных процессов в подавляющем большинстве случаев характеризуется непрерывным или почти непрерывным спектром колебаний, в котором выделяется несколько доминирую-

щих гармоник. Поэтому гипотеза о «внешних причинах» страдает некоторой односторонностью, так как, связывая определенную группу гармоник с внешними силами, она оставляет без объяснения механизм возникновения колебаний на других частотах.

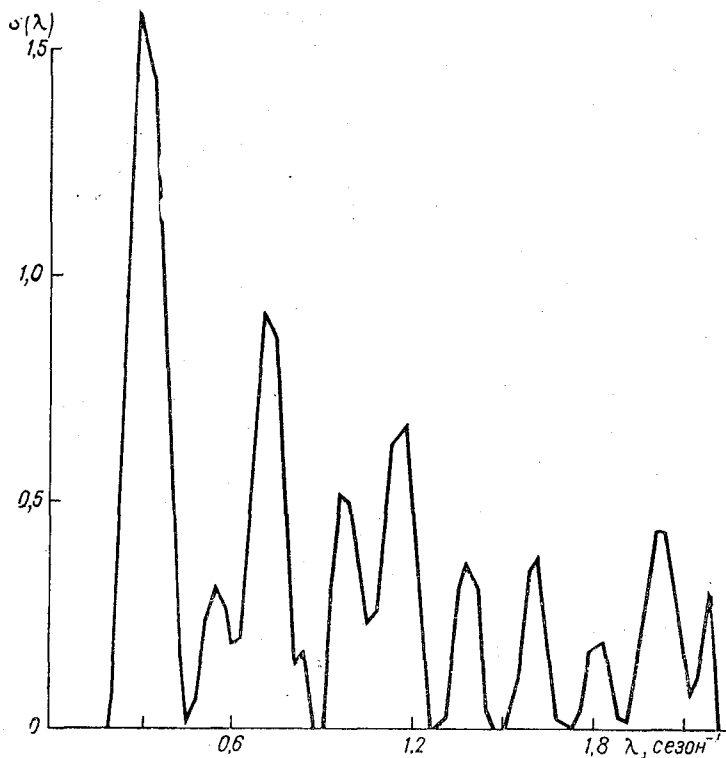


Рис. 1. График хода спектральной плотности сезонных сумм теплового баланса на поверхности для района к. п. J.

Кроме того, сосредоточение энергии колебаний какого-либо процесса в различных географических районах приурочено к некоторым, определенным для каждого района, частям спектра, что не соответствует представлениям об общих для всей Земли возбуждающих силах.

Поэтому более обоснованным нам представляется тот взгляд, согласно которому цикличность природных процессов объясняется неравномерностью поступления солнечного тепла к земной поверхности и возникновением на этой основе автоколебательных движений в системе океан—атмосфера [1, 2]. Наиболее вероятные периоды циклических колебаний определяются характером рассматриваемых процессов и масштабами планетарных очагов взаи-

модействия атмосферы с подстилающей поверхностью. Наличие периодичности в изменении во времени теплового баланса позволяет осуществить экстраполяцию процесса на некоторый срок вперед. При этом возможны два пути: учитывать лишь основные гармонические составляющие, выделенные на спектрограммах, или использовать весь непрерывный спектр колебаний. Первый из них

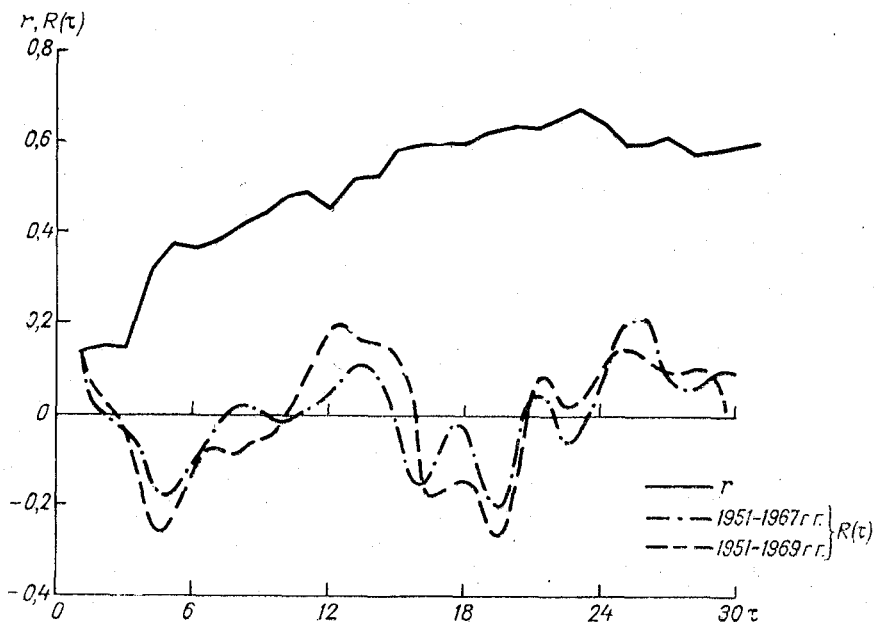


Рис. 2. График хода корреляционной функции сезонных величин теплового баланса для района к. п. J.

составляет основу компонентно-гармонического метода прогноза [3], второй — динамико-статистического метода Ю. М. Алехина [10, 11]. Применение второго из них представляется более целесообразным, так как значительная доля энергии колебаний теплового баланса рассредоточена в широкой полосе частот (рис. 2).

Прогноз осуществляется по уравнению вида

$$T_t = k_1 T_{t-1} + k_2 T_{t-2} + \dots + k_n T_{t-n} = \sum_{\tau=1}^n k(\tau) T(t-\tau), \quad (3)$$

где T_t — отклонение теплового баланса от нормы ряда в момент времени t ; $T_{t-1}, T_{t-2}, \dots, T_{t-n}$ — отклонения теплового баланса от нормы в моменты времени $t-1, t-2, \dots, t-n$; k_1, k_2, \dots, k_n — коэффициенты экстраполирования; $k(\tau)$ — функция экстраполирования (последовательность коэффициентов экстраполирования).

Функция экстраполяции $k(\tau)$ находится из условия минимизации средней квадратической ошибки равенства (3). В конечном счете задача сводится к решению системы линейных уравнений, коэффициентами которых являются элементы корреляционной функции рассматриваемого процесса $R(\tau)$.

Исходный ряд для вычисления $R(\tau)$ и $k(\tau)$ должен представлять собой непрерывную, однородную по условиям измерений последовательность величин, характеризующих процесс большого пространственно-временного масштаба.

Для прогноза теплового баланса поверхности океана T^* исходные ряды составлялись на основе предположения об эргодичности системы океан—атмосфера в районе достаточно большой площади, границы которого определяются условиями теплообмена. Указанное предположение позволяет считать величины теплового баланса, вычисленные по наблюдениям отдельного корабля погоды, показателями макропроцесса при достаточно большом интервале осреднения во времени.

Испытано три схемы прогноза. В 1-й схеме исходные ряды представлялись в виде последовательностей сезонных аномалий полного теплового баланса поверхности океана в районах кораблей погоды. Во 2-й схеме производилось выравнивание дисперсий величин баланса для всех четырех сезонов года. В 3-й схеме исключались из рассмотрения аномальные значения рассматриваемой характеристики путем замены их некоторой условной величиной, равной 1,6σ.

Вычисление корреляционных функций теплового баланса показало, что внутренняя связь в рассматриваемом процессе характеризуется довольно устойчивой периодичностью (рис. 2), и несмотря на небольшие по абсолютной величине значения $R(\tau)$, общий коэффициент корреляции равенства (3) при больших n становится значительным (0,6—0,7), что позволяет осуществить эффективное прогнозирование.

Периоды средних корреляционных функций t_R , вычисляемые по формуле

$$t_R = 2 \frac{\tau_n - \tau_1}{N - 1}, \quad (4)$$

где τ_n и τ_1 — абсциссы последнего и первого пересечений корреляционной функции горизонтальной оси; N — число пересечений, для рядов теплового баланса оказались сравнительно велики, в подавляющем большинстве случаев меньше установленного Ю. М. АLEXИНЫМ критерия успешного прогнозирования, равного 8,0. Однако проверка показала, что этот критерий не является универсальным и обоснован лишь для рядов годового стока рек (табл. 2).

Периоды средних корреляционных функций для сезонных величин T^*

Схема прогноза	Корабль погоды								
	A	B	C	D	E	I	J	K	M
1	6,2	6,0	13,6	6,4	3,8	5,1	7,4	6,5	5,0
2	6,4	6,6	13,8	7,1	3,8	6,1	7,7	6,4	4,7
3	7,8	4,9	13,4	6,4	3,8	6,2	7,6	6,5	4,2

Поверочные прогнозы, составленные на зависимом материале, оказались эффективными для всех районов (табл. 3). Обеспеченность допустимых ошибок (ошибок, не превышающих $0,8\sigma$) в среднем за год для каждого из кораблей погоды превосходит природную обеспеченность более, чем на 10%, что позволяет рекомендовать разработанную методику для использования в оперативной работе. В ряде случаев обеспеченность методики приближается к 100% и совпадение кривых фактических и прогностических величин теплового баланса очень хорошее (рис. 3).

Низкая оправдываемость прогнозов летних сумм теплового баланса для кораблей погоды *C*, *J*, *K*, *M* объясняется отчасти недостаточной точностью формул для расчета составляющих баланса. При небольших по абсолютному значению величинах теплообмена ошибки вычислений становятся сопоставимыми с самими потоками тепла. Применение более совершенных формул расчета позволит уточнить компоненты теплового баланса и в дальнейшем получить лучшие результаты их прогноза.

Границы применимости функции $k(\tau)$ за пределами расчетного периода определялись путем составления и проверки прогноза на независимом материале на один, два и три шага вперед за пределы расчетного периода.

Прогнозы на один шаг вперед для зимы 1970 г. оправдались на 78% (не оправдались прогнозы для к. п. *B* и *I*). Прогнозы весенних сумм теплового баланса, составленные на два шага вперед (заблаговременность 6 мес.), оправдались для всех кораблей погоды, т. е. $P_m = 100\%$.

Прогнозы на летний период (на три шага) оправдались лишь для к. п. *C*, *D*, *I*, *K*. Таким образом, функция экстраполирования эффективна за пределами расчетного периода в течение 2—3 сезонов и пригодна для составления прогнозов на 2—3 шага вперед. По истечении этого периода необходимо повторно вычислить функции $R(\tau)$ и $k(\tau)$ с использованием данных последних наблюдений.

Таблица 3

Результаты методических испытаний динамико-статистического метода
к прогнозу сезонных сумм теплового баланса

Параметры	Корабль погоды								
	A	B	C	D	E	I	J	K	M
Зима									
№ схемы	1	2	1	1	3	1	1	2	3
<i>n</i>	18	30	24	30	23	31	28	29	29
$P_m, \%$	72	91	100	91	77	91	82	82	82
$P_{пр}, \%$	72	64	67	73	62	82	36	45	55
$\alpha, \%$	0	27	33	18	15	9	46	37	27
Весна									
№ схемы	3	3	2	2	1	2	1	2	1
<i>n</i>	17	29	23	28	30	30	30	29	26
$P_m, \%$	86	73	85	75	82	100	82	64	75
$P_{пр}, \%$	79	55	69	67	36	73	45	65	50
$\alpha, \%$	7	18	16	8	46	27	37	9	25
Лето									
№ схемы	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>n</i>	23	30	22	28	31	29	25	29	80
$P_m, \%$	92	55	62	100	64	92	77	67	55
$P_{пр}, \%$	54	44	62	42	45	58	77	67	64
$\alpha, \%$	38	11	0	58	19	34	0	0	9
Осень									
№ схемы	1	1	2	2	1	3	2	1	2
<i>n</i>	18	29	30	30	31	29	25	30	29
$P_m, \%$	100	92	92	58	73	83	69	75	75
$P_{пр}, \%$	53	83	67	50	64	67	46	42	50
$\alpha, \%$	47	9	25	3	9	16	23	33	25
Средняя за год									
$P_m, \%$	88	78	85	81	74	92	78	72	72
$P_{пр}, \%$	65	62	68	58	52	70	51	52	55
$\alpha, \%$	23	16	17	23	22	22	27	20	17

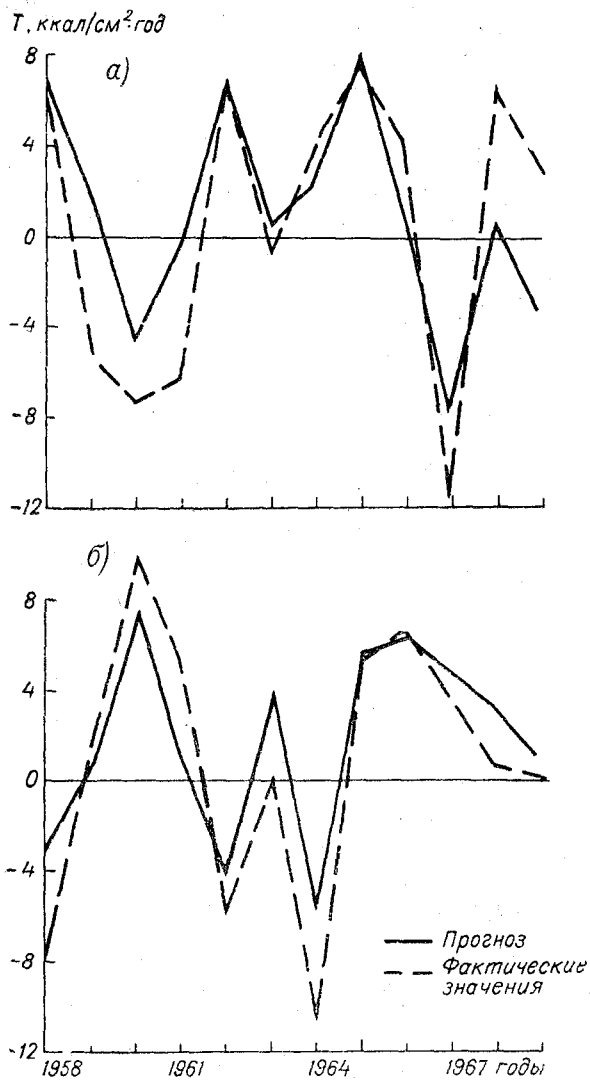


Рис. 3. Сопоставление фактических и прогностических значений сезонных сумм теплового баланса.

Успешность применения динамико-статистического метода для прогноза сезонных сумм теплового баланса поверхности Северной Атлантики свидетельствует об обоснованности привлечения вероятностно-статистических представлений для изучения природных процессов и указывает на целесообразность дальнейших исследований в этом направлении.

ЛИТЕРАТУРА

1. Дуванин А. И. О модели взаимодействия между макропроцессами в океане и атмосфере. «Океанология», 1968, т. VII, вып. 4, с. 571—580.
2. Корт В. Г. О крупномасштабном взаимодействии океана и атмосферы. «Океанология», 1970, т. X, вып. 2, с. 222—239.
3. Максимов И. В. Геофизические силы и воды океана. Л., Гидрометеоиздат, 1970, 447 с.
4. Серяков Е. И., Смирнова А. И. Многолетние изменения компонентов теплового баланса в деятельном слое Северной Атлантики. Труды ЛГМИ, 1970, вып. 41, с. 28—33.
5. Серяков Е. И. Многолетние изменения компонентов теплового баланса Баренцева и Норвежского морей. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна». Мурманск, 1968, вып. XI, с. 121—132.
6. Серяков Е. И., Валерианова М. А. О многолетних изменениях в системе океан-атмосфера. «Океанология», 1970, т. X, вып. 5, с. 750—756.
7. Серяков Е. И. Многолетние колебания составляющих теплового баланса незамерзающей части Баренцева моря. Труды ЛГМИ, 1962, вып. 16, с. 25—31.
8. Серяков Е. И., Куцева М. В. Многолетние колебания составляющих теплового баланса деятельного слоя в районе корабля погоды М. Сб. «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна». Мурманск, 1967, вып. X, с. 95—112.
9. Серяков Е. И., Карауловский В. П. Расчет вариаций турбулентного теплообмена с атмосферой и потерь тепла на испарение в Северной Атлантике. Труды ЛГМИ, 1970, вып. 32, с. 184—192.
0. Серяков Е. И., Стрела В. В. Об использовании динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах термики моря. Труды ГМЦ, 1969, вып. 51, с. 93—100.
1. Серяков Е. И. О применении динамико-статистического метода Ю. М. Алехина к долгосрочным прогнозам температуры воды в Норвежском море. Труды ПИНРО, 1970, вып. 27, с. 207—215.

ОЦЕНКА ОПРАВДЫВАЕМОСТИ РАЗЛИЧНЫХ МЕТОДОВ ОПЕРАТИВНЫХ ПРОГНОЗОВ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОДЫ

Биологическая продуктивность морей тесно связана с изменением их температурного режима. Температурное поле влияет на пространственное распределение и концентрацию промысловых рыб, поэтому для обеспечения рыбного промысла важное значение приобретает долгосрочный прогноз температуры воды.

Для разработки таких прогнозов, в течение ряда лет, использовались различные прогностические схемы, с помощью которых рассчитывались среднегодовые, среднеквартальные и среднемесячные значения температуры воды по стандартным разрезам Баренцева моря.

Существо методов, их теоретическое обоснование неоднократно рассматривалось в ряде опубликованных работ, выполненных ЛГМИ совместно с лабораторией гидрологии моря ПИНРО [2, 6, 7, 10].

Оперативные прогнозы среднеквартальных значений температуры воды составлялись в ЛГМИ с 1967 г. динамико-статистическим методом [2]. Несколько позже, для составления оперативных прогнозов температуры воды, был использован метод Д. А. Дрогайцева, основанный на учете меридионального переноса воздушных масс в период предзимья, предшествующего прогностическому году [3, 4, 6, 10].

Как видно из табл. 1, оправдываемость прогнозов, рассчитанных динамико-статистическим методом и методом с учетом индексов меридионального переноса, вполне удовлетворительная.

В случае появления крупных аномалий, при расчетах методом Ю. М. Алехина, необходимо заново провести весь цикл вычислительных работ, т. е. вычислить корреляционные функции $R(\tau)$ и функции оптимального экстраполирования $k_m(\tau)$ и уточнить ранее составленные прогнозы [7—9].

Среднеквартальные прогнозы температуры воды по разрезам Баренцева моря в нашей оперативной практике обычно рассчитывались двумя методами.

Таблица 1

Проверка оправданности среднеквартальных прогнозов температуры воды по разрезам Баренцева моря

Год	Параметры	Метод Дрогайцева Д. А.				Метод Алехина Ю. М.				
		Кварталы				Кварталы				
		I	II	III	IV	I	II	III	IV	
Разрез. «Кольский меридиан». Слой 0—200 м										
1971	Наблюденная t_w^0	3,38	2,74	4,02						
	Прогноз t_w^0	3,64	2,80	4,22						
	Ошибка прогноза	-0,26	-0,06	-0,20						
1972	Наблюденная t_w^0	3,41	3,21	4,75	4,82					
	Прогноз t_w^0	3,00	3,10	4,60			3,10	4,57	4,81	
	Ошибка прогноза	-0,34	-0,11	-0,15			0,11	0,18	0,01	
1973	Наблюденная t_w^0	3,79	3,82	5,09	4,76					
	Прогноз t_w^0	3,77	3,52	4,79		3,58	3,30	5,03	5,04	
	Ошибка прогноза	0,02	0,30	0,30		0,21	0,52	0,06	-0,28	
1974	Наблюденная t_w^0	3,32	3,20	4,74	4,63					
	Прогноз t_w^0	3,31	2,78	4,41		3,06	2,89	4,41	4,58	
	Ошибка прогноза	0,01	0,42	0,33		0,20	0,31	0,33	0,05	

Разрез. «Нордкап — Медвежий». Слой 0—200 м

1971	Наблюденная t_w^0	4,03	3,88	5,47						
	Прогноз t_w^0	4,48	4,09	5,31						
	Ошибка прогноза	-0,45	-0,22	0,16						
1972	Наблюденная t_w^0	4,63	4,49	6,02	5,76					
	Прогноз t_w^0	4,34	4,59	5,55			4,38	5,42	5,57	
	Ошибка прогноза	0,29	-0,10	0,47			0,11	0,60	0,19	
1973	Наблюденная t_w^0	5,14	4,94	5,99	5,28					
	Прогноз t_w^0		5,19	5,82			4,97	5,90	5,81	
	Ошибка прогноза		-0,25	0,17			-0,03	0,90	-0,53	
1974	Наблюденная t_w^0	4,17	4,40	5,85	5,77					
	Прогноз t_w^0	4,45	4,10	5,24			4,34	4,43	4,59	
	Ошибка прогноза	-0,28	0,30	0,61			0,06	0,42	0,18	

Проверка оправдываемости среднеквартальных прогнозов температуры воды по разрезам Баренцева моря

Параметры	М Е С Я Ц Ы											
	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	
Разрез. «Кольский меридиан». 1972 г. Слой 0—200 м												
Наблюденная t_w°			2,95	3,02	3,65	4,22	4,77	5,25	5,07	4,81	4,52	
Прогноз t_w°			2,73	2,85	3,18	3,78	4,48	5,09	4,55	4,85	4,37	
Ошибка прогноза			-0,22	-0,17	-0,47	-0,44	-0,29	0,16	0,52	-0,04	0,24	
1973 г. Слой 0—200 м												
Наблюденная t_w°		3,55	3,52	3,70	4,24	4,90	5,28	5,31	5,33	4,85	4,10	
Прогноз t_w°		3,36	3,08	3,45	3,84	4,72	5,10	5,28	5,21	4,99	4,45	
Ошибка прогноза		0,19	0,44	0,25	0,40	0,18	0,18	0,03	0,12	-0,14	-0,35	
1973 г. Слой 0—50												
Наблюденная t_w°									6,35	5,10	4,00	
Прогноз t_w°									6,66	4,74	3,94	
Ошибка прогноза									-0,31	0,42	0,06	

Параметры	М Е С Я Ц Ы										
	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1973 г. Слой 50—200 м											
Наблюденная $t_{\text{ш}}^{\circ}$						4,16	4,32	4,53	4,92	4,76	4,0
Прогноз $t_{\text{ш}}^{\circ}$						3,38	4,04	4,20	4,53	4,94	4,50
Ошибка прогноза						0,28	0,28	0,33	0,37	-0,18	-0,50
1974 г. Слой 0—200 м											
Наблюденная $t_{\text{ш}}^{\circ}$		2,96	2,90	3,10	3,60	4,20	4,95	5,08	5,20	4,55	4,16
Прогноз $t_{\text{ш}}^{\circ}$		2,95	2,78	2,92	3,39	3,94	4,52	4,84	4,75	4,61	4,06
Ошибка прогноза		0,01	0,12	0,18	0,21	0,26	0,43	0,24	0,45	-0,06	0,10
Слой 0—50 м											
Наблюденная $t_{\text{ш}}^{\circ}$		3,05	3,02	3,20	4,56	6,45	8,09	7,98	7,16	5,36	4,28
Прогноз $t_{\text{ш}}^{\circ}$		2,88	2,74	2,99	4,27	5,88	7,18	7,07	6,10	5,10	4,47
Ошибка прогноза		0,17	0,28	0,21	0,29	0,57	0,91	0,91	1,06	0,26	-0,19
Слой 50—200 м											
Наблюденная $t_{\text{ш}}^{\circ}$		2,95	2,88	3,05	3,30	3,50	4,02	4,10	4,50	4,27	4,12
Прогноз $t_{\text{ш}}^{\circ}$		2,84	2,64	2,56	2,91	3,18	3,49	3,89	4,17	4,30	4,94
Ошибка прогноза		0,11	0,24	0,49	0,39	0,32	0,53	0,21	0,33	-0,03	-0,82

Параметры	М Е С Я Ц Ы										
	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Слой 150—200 м											
Наблюденная t_w°	2,80	2,84	2,90	3,61	3,25	3,47	3,40	3,60	3,58	4,06	
Прогноз t_w°	2,82	2,55	2,53	2,74	2,90	3,03	3,24	3,56	3,89	3,95	
Ошибка прогноза	-0,02	0,29	0,37	0,87	0,35	0,44	0,16	0,04	-0,31	0,11	
Разрез. «Нордкап — Медвежий». 1972 г. Слой 0—200 м											
Наблюденная t_w°		4,30	4,30	4,87	5,67	6,04	6,35	6,12	5,68	5,31	
Прогноз t_w°		4,16	4,50	4,86	5,05	5,74	5,88	5,90	5,53	5,19	
Ошибка прогноза		-0,14	0,20	-0,01	-0,62	-0,30	-0,47	-0,22	-0,15	-0,22	
1973 г. Слой 0—200 м											
Наблюденная t_w°	5,15	4,96	4,84	4,88	5,10	5,77	6,09	6,12	5,75	5,46	4,64
Прогноз t_w°	4,80	4,38	4,13	4,32	4,86	5,37	5,75	6,44	6,37	5,25	5,02
Ошибка прогноза	0,35	0,58	0,71	0,56	0,24	0,40	0,34	0,32	-0,62	-0,21	0,38
1974 г. Слой 0—200 м											
Наблюденная t_w°	4,10	4,20	4,25	4,78	5,50	5,93	6,13	6,16	5,87	5,28	
Прогноз t_w°	4,53	4,18	4,27	4,78	5,42	5,62	5,70	5,62	5,27	4,96	
Ошибка прогноза	-0,43	0,02	-0,02	0,00	0,08	0,31	0,43	0,54	0,60	0,32	

Дело в том, что метод Д. А. Дрогайцева в аномальные годы дает хорошую оправдываемость прогнозов на I, II и III кварталы года, однако динамико-статистический метод позволяет составлять прогнозы на все сезоны будущего года.

Оценка оправдываемости среднемесячных прогнозов температуры воды по разрезам Баренцева моря с 1967 по 1971 г. проводилась уже в работах К. В. Кондратовича и В. Г. Гвоздевой [7, 10].

Поэтому в данной работе мы будем рассматривать оправдываемость оперативных прогнозов, составленных динамико-статистическим методом, за последние три года.

Анализируя табл. 2 можно сказать, что применение динамико-статистического метода в прогнозах среднемесячных значений температуры воды представляется целесообразным, так как в декабре можно рассчитать значения температуры воды до конца следующего года. В случае появления больших положительных или отрицательных аномалий температуры воды, прогнозы необходимо уточнять.

В 1973—1974 гг. выполнены опытные расчеты по слоям 0—50 м, 50—200 м, 150—200 м. Они дали обнадеживающие результаты.

В 1966 г. Н. П. Смирнов, Э. И. Саруханян и В. П. Карклин получили уравнение для прогноза среднегодовых значений температуры воды на «Кольском меридиане» [11] в слое 0—200 м. Это уравнение имеет следующий вид:

$$t_{\text{расч}}^{\circ} = 4,05^{\circ} + 0,18 \sin(75,8^{\circ} t + 227^{\circ}) + 0,18 \sin(47,4^{\circ} t + 76^{\circ}) + \\ + 0,18 \sin(26,9^{\circ} t + 80^{\circ}) + 1,0^{\circ} \cdot 10^{-4} V_{\tau-3} + 0,02^{\circ},$$

где $t = 0$ для 1922 г.; $V_{\tau-3}$ — многолетний лунный прилив, наиболее четко проявляющийся при сдвиге в три года.

Кроме того, этой же группой авторов был предложен генетический метод прогноза и дана схема прогностических уравнений также для прогноза среднегодовых значений температуры воды на «Кольском меридиане», по которым можно рассчитать величины отдельных составляющих температуры воды на 3—5 лет генетическим путем, используя предвычисленные ранее значения геофизических индексов [8]. В 1971 г. были составлены прогнозы среднегодовых значений температуры воды до 1973 г. генетическим, компонентно-гармоническим и динамико-статистическим методами (табл. 3).

Проверка оправдываемости прогнозов среднегодовых величин температуры воды по разрезу «Кольский меридиан». Слой 0—200 м

Год	Компонентно-гармонический метод		Генетический метод		Динамико-статистический метод		Наблюденная $t_{\text{в}}$
	Прогноз $t_{\text{в}}$	Ошибка прогноза	Прогноз $t_{\text{в}}$	Ошибка прогноза	Прогноз $t_{\text{в}}$	Ошибка прогноза	
1967	3,6	0,24					3,84
1968	3,3	0,31					3,61
1969	3,9	-0,28			3,39	0,23	3,62
1970	3,8	0,35			3,78	0,36	4,15
1971	3,8	-0,24	3,71	-0,19	3,87	-0,35	3,52
1972	3,8	0,24	3,99	0,05	4,02	0,02	4,04
1973	3,8	0,54	4,15	0,23	3,71	0,67	4,38

Прогноз на 1973 г. был рассчитан в 1971 г.; $t_{\text{в}}$ — температура воды в градусах.

Среднегодовые, среднеквартальные и среднемесячные прогнозы оценивались величиной $\pm 0,3^{\circ}$ (такая оценка точности принята в ПИНРО для решения задач промысловой океанологии) [5], хотя среднеквадратические отклонения температуры воды по разрезам Баренцева моря могут быть несколько больше этой величины.

Если оценивать прогнозы по принятой в Гидрометеорологической службе СССР оценке точности метода долгосрочных прогнозов, то количество оправдавшихся прогнозов значительно возрастает.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963, 86 с.
2. Валерианова М. А., Кондратович К. В., Серяков Е. И. Долгосрочные прогнозы термических условий в Северном промышленном бассейне. Труды ПИНРО, 1973, вып. XXXIV, с. 92—106.
3. Дрогайцев Д. А. Долгосрочные гидрометеорологические прогнозы на основе учета колебаний температуры. Л., Гидрометеиздат, 1959, 92 с.
4. Дрогайцев Д. А. Прогноз температуры воды в Баренцевом море. «Проблемы Арктики», 1959, вып. 7, с. 15—22.
5. Ижевский Г. К. Океанологические основы формирования промысловой продуктивности морей. М., Пищепромиздат, 1961, 216 с.
6. Крылова В. В., Серяков Е. И. Прогнозирование температуры Баренцева моря по индексам меридионального переноса тепла и холода. Труды ПИНРО, 1970, вып. XXVII, с. 41—45.

7. Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Применение динамико-статистического метода для прогнозирования сезонных и месячных значений температуры воды на Кольском меридиане. Сборник «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», Мурманск, 1971, вып. XVII, с. 13—23.
8. Максимов И. В. Геофизические силы и воды океана. Л., Гидрометеоздат, 1970, 447 с.
9. Серяков Е. И., Стрела В. В. Об использовании динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах термики моря. Труды ГМЦ, 1969, вып. 51, с. 93—100.
10. Серяков Е. И., Гвоздева В. Г., Кондратович К. В., Крылова В. В. (ЛГМИ), Бочков Ю. А. (ПИНРО). Разработка методов долгосрочного прогнозирования и составления оперативных прогнозов температуры воды в Баренцевом и Норвежском морях. (Материалы отчетной сессии Ученого совета ПИНРО по результатам исследований 1968 г.). Сборник «Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна», Мурманск, 1970, вып. XVI, ч. 1, с. 26—38.
11. Смирнов Н. П., Саруханян Э. И. О применении генетического метода к прогнозу многолетних колебаний температуры воды в Баренцевом море «Океанология», 1969, т. 10, вып. 4, с. 614—622.



СТАТИСТИЧЕСКОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ПРИДОННОЙ ТЕМПЕРАТУРЫ ВОДЫ БАРЕНЦЕВА МОРЯ

В практике рыбопромыслового прогнозирования обычно рассматривается из гидрологических данных температура воды. Например, для прогнозов улова рыбы в Баренцевом море используется температура в слоях 0—200 м, 50—200 м, 150—200 м и придонная температура. Наибольший практический интерес представляет термический режим у дна, так как, в основном, здесь формируются промысловые скопления [4].

Данная статья посвящена результатам статистического прогнозирования среднемесячных значений температуры воды на горизонтах 200 м и придонном на стандартном гидрологическом разрезе «Кольский меридиан».

Разработка прогнозов придонной температуры воды выполнялась по заказу ПИНРО, для которого особый интерес представляли прогнозы температуры на трех гидрологических станциях этого разреза — 3, 4 и 5. Нами была привлечена к исследованию еще станция 1, гидрологические условия на которой резко отличаются от условий на остальных станциях, расположенных значительно севернее ее. Поэтому с методической точки зрения интересно было сравнить внутреннюю структуру температурных рядов и результаты их прогнозирования на всех указанных станциях. В нашем распоряжении имелись ряды наблюдений с 1970 по 1973 г.

В данном исследовании для прогнозирования привлекался динамико-статистический метод с новыми оптимальными условиями, который ранее нами был опробован и были получены положительные результаты прогнозов гидрологических характеристик на отдельных горизонтах деятельного слоя океана [1].

Поэтому, не останавливаясь в данной статье на рассмотрении сущности динамико-статистического метода, приведем примеры его практического использования для наших исследуемых рядов.

Следует отметить, что методическим прогнозам предшествовал анализ исходных рядов наблюдений. Прежде всего был выявлен вклад среднего многолетнего хода в суммарные колебания темпера-

туры (табл. 1). Оказалось, что он заметно выражен только для температурных рядов на станции 1. Для остальных станций амплитуды фильтрованных рядов были соизмеримы с амплитудой годового хода, поэтому представлялось, что не для всех рядов целесообразно его исключать (рис. 1 и 2). В дальнейшем, с методической точки зрения прогнозы были даны и для фильтрованных

Таблица 1

Амплитуда средних многолетних годовых колебаний температуры воды

Горизонт	200 м				придонный			
	1	3	4	5	1	3	4	5
Амплитуда t°	3,44	1,26	1,05	1,14	2,60	1,12	1,09	1,28

и нефильтрованных рядов. Затем, для исследуемых колебаний температуры была определена обеспеченность природная и инерционного прогноза (табл. 2). Как видно из табл. 2, для всех рассмотренных рядов наблюдений природная обеспеченность оказалась

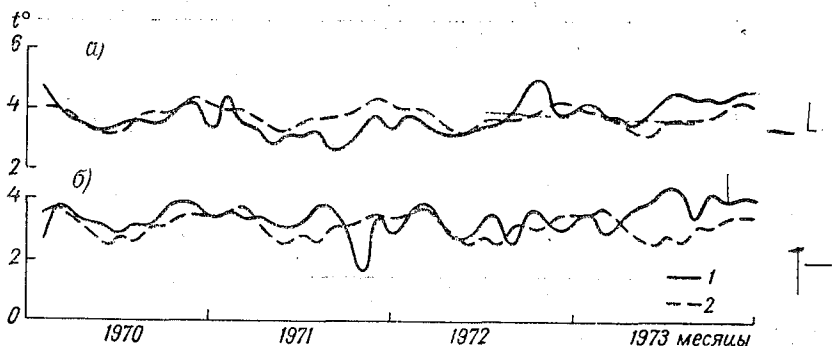


Рис. 1. Колебания среднемесячных значений температуры воды на горизонтах 200 м (а) и придонном (б) на станции 5:
1 — наблюдаемые величины; 2 — средний многолетний ход этих величин

весьма низкой, не больше 60%, для большинства рядов обеспеченность инерционных прогнозов тоже была невысокой, исключение представляют только нефильтрованные ряды на станциях 1 и 3. Таким образом, необходимость привлечения методического прогноза была очевидной.

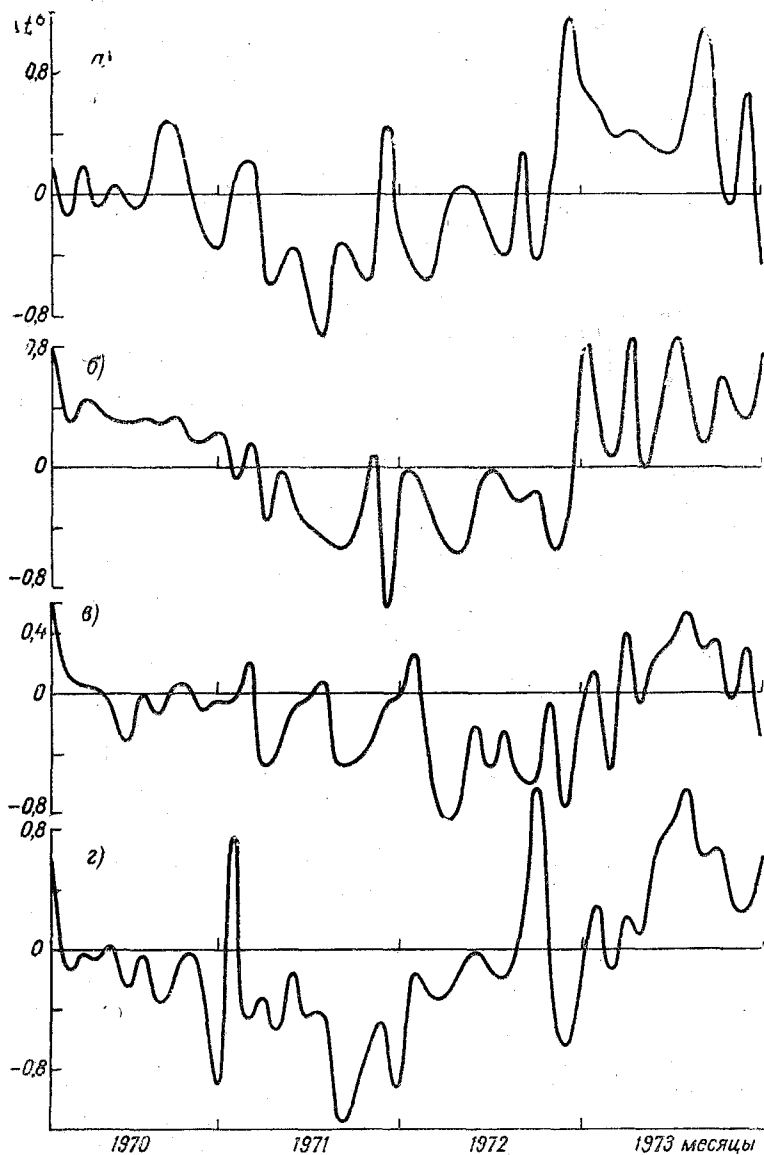


Рис. 2. Фильтрованные ряды среднемесячных значений температуры воды на станции 1, горизонт 200 м (а); на станции 3, горизонт придонный (б); на станции 4, горизонт придонный (в); на станции 5, горизонт 200 м (г).

Таблица 2

Обеспеченности природная и инерционных прогнозов (в %)

Горизонт	200 м				придонный			
Станция	1	3	4	5	1	3	4	5
Фильтрованные ряды								
Обеспеченность природная	44	46	58	56	60	46	48	54
Обеспеченность инерционных прогнозов	57	64	64	64	60	57	45	47
Нефильтрованные ряды								
Обеспеченность природная	54	56	46	44	52	54	54	48
Обеспеченность инерционных прогнозов	81	80	62	66	75	79	57	53

Рассмотрим условия применения динамико-статистического метода для прогноза исследуемых рядов температуры воды. Приближенная оценка функции распределения случайной величины для наших рядов показала, что для них не характерен нормальный закон распределения Гаусса (табл. 3). Однако отмеченное не-

Таблица 3

Оценка применимости нормального закона распределения для фильтрованных рядов температуры воды

№ станции	Горизонт, м	$\sigma = \sqrt{\frac{\sum \Delta q^2}{n-1}}$	$\eta = \frac{\sum \Delta q }{n - \frac{1}{2}}$
1	200	0,47	0,39
	придонный	0,52	0,37
3	200	0,57	0,48
	придонный	0,45	0,38
4	200	0,40	0,31
	придонный	0,34	0,28
5	200	0,53	0,40
	придонный	0,67	0,48

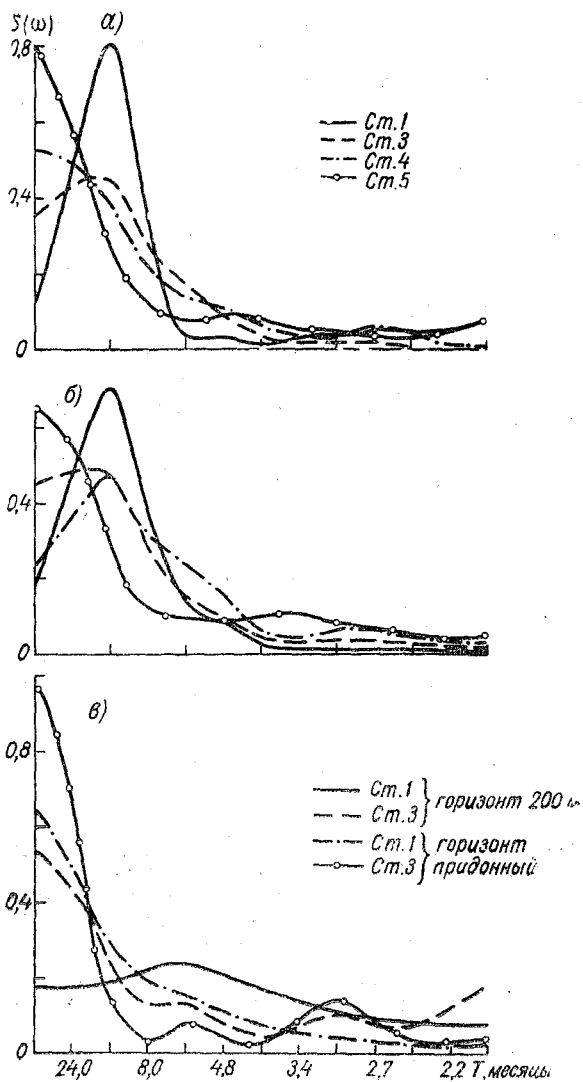


Рис. 3. Спектры колебаний среднемесячных значений температуры воды для нефiltroванных рядов на горизонтах 200 м (*a*) и придонном (*б*) и для фильтрованных рядов (*в*).

значительное расхождение теоретического и фактического распределения величин рядов, позволяет при их исследовании обратиться к вероятностным моделям. Проведенный спектральный анализ колебаний температуры подтвердил это предположение (рис. 3). Он показал, что во всех исследуемых рядах имеются периодические колебания, хотя ярко выражены в них только годовая составляющая (станции 1 и 3) и колебания бóльшего периода (станции 4 и 5). Необходимо отметить, что продолжительность используемых рядов (4 года) не позволила получить с высокой достоверностью низкочастотную часть спектра (в анализ было взято $0,25M$). Однако для данного исследования достаточно было и предварительного представления о спектрах, важно было установить наличие каких-либо периодических колебаний в них, что обуславливало присутствие вероятностной части в прогнозируемых рядах и позволяло применить динамико-статистический метод.

Перейдем к анализу корреляционных функций, полученных при использовании динамико-статистического метода прогнозирования. Напомним, что одним из главных условий применения этого метода является конкретное требование к статистической структуре ряда: к виду и устойчивости корреляционных функций. Как видно из рис. 4, а и б, корреляционная функция не для всех фильтрованных рядов имеет выраженную цикличность. Например, вид корреляционных функций рядов для станций 3 и 4 показывает, что в исследуемых колебаниях имеется весьма большой период, и для получения устойчивого циклического характера корреляционной функции необходимо использовать ряд значительно бóльшей продолжительности, чем имеющиеся в нашем распоряжении. Поэтому можно было предположить, что прогнозы фильтрованных рядов для станции 3 и 4 будут неудовлетворительными. Представлялось, что для этих станций целесообразнее прогнозировать нефильтрованные ряды (по крайней мере при имеющейся продолжительности рядов температуры 4 года).

На рис. 4, в представлены корреляционные функции нефильтрованных рядов температуры. Для станций 3 и 4 корреляционная функция даже для таких рядов не строго циклична, например, как для станции 1. Это объясняется внутренней структурой рядов. Как ранее было отмечено, в колебаниях температуры на станциях 3 и 4 годовой ход слабо выражен и соизмерим с амплитудой остальных колебаний. Его присутствие в прогнозируемых рядах увеличивает их вероятность, поэтому для станций 3 и 4 целесообразно прогнозировать нефильтрованные ряды температуры. Полученные корреляционные функции (рис. 4, в) позволяют надеяться на удовлетворительные результаты прогнозов.

Проведем выбор оптимальных условий прогнозирования. Как отмечено в статье [2], необходимым этапом применения динамико-статистического метода является выбор оптимального расчета периода ($N_{\text{опт}}$), а также установление наибольшей возможной за-

благовременности (m). На рис. 5 приведены для некоторых исследуемых рядов примеры выбора $N_{\text{опт}}$. Из рассмотрения этого рисунка можно заключить, что выбор $N_{\text{опт}}$ необходимо выполнять, так как R и δ сильно меняются в зависимости от длины расчетного периода и в некоторых случаях не соответствуют принятым

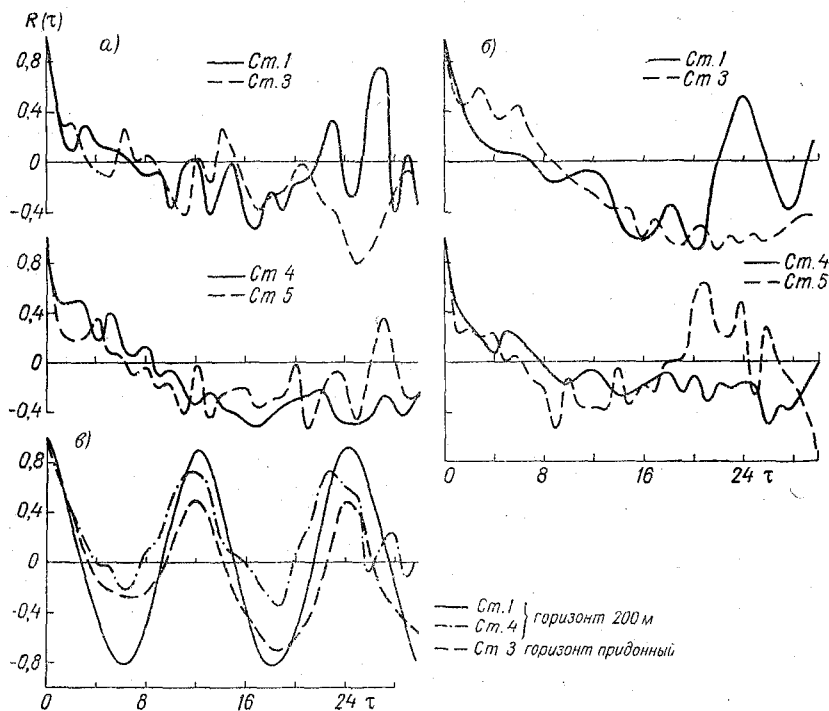


Рис. 4. Корреляционные функции колебаний среднемесячных значений температуры воды для фильтрованных рядов на горизонтах 200 м (а) и придонном (б) и для нефильтрованных рядов (в).

критериям точности прогноза. Его следует выполнять и с практической точки зрения — для установления минимального количества наблюдений, которое необходимо использовать для прогноза.

В табл. 4 представлены оптимальные расчетные периоды для исследуемых рядов. Как можно было ожидать, исходя из внутренней структуры рядов, $N_{\text{опт}}$ для станций 3 и 4 больше, чем для остальных станций. Следует отметить, что в силу нестационарности исследуемых колебаний температуры выбранное $N_{\text{опт}}$ с течением времени будет меняться и его необходимо периодически уточнять. Меняется $N_{\text{опт}}$ и с изменением заблаговременности прогноза:

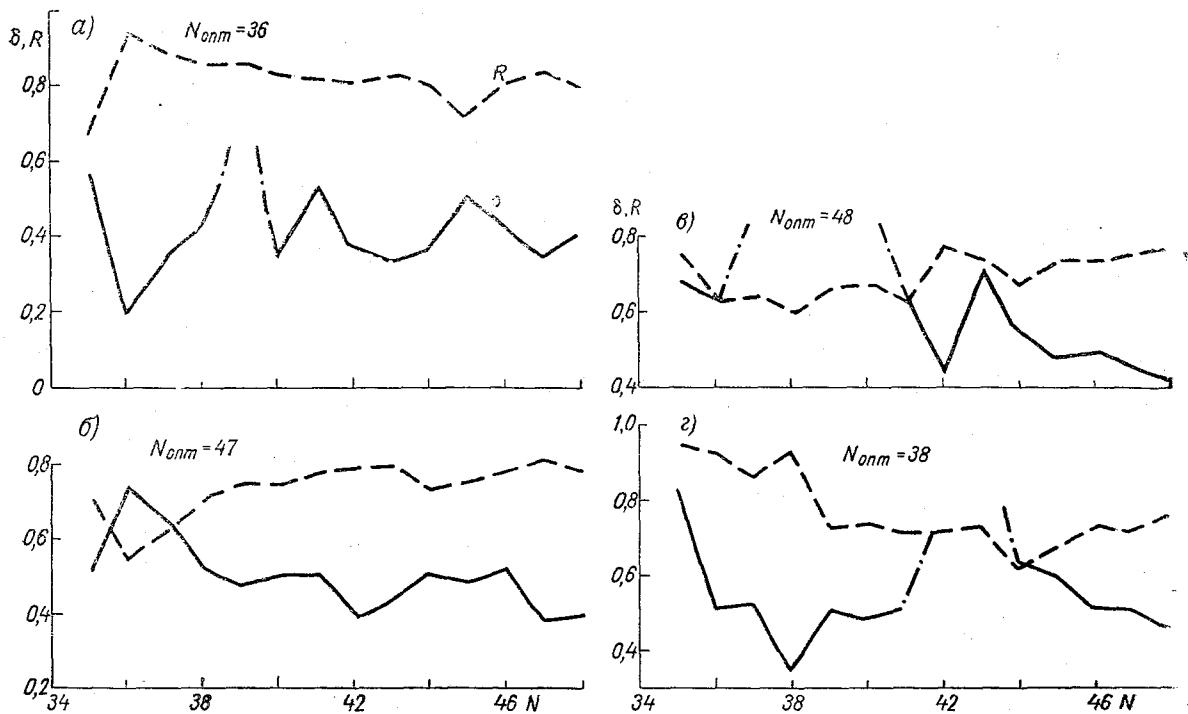


Рис. 5. Примеры выбора оптимального расчетного периода:
 а — для станции 1, горизонт 200 м; б — для станции 3, горизонт придонный; в — для станции 4, горизонт 200 м;
 г — станция 5, горизонт 200 м

(табл. 4). Несмотря на то, что при этом разница в $N_{\text{опт}}$ составляет только несколько шагов, в связи с сильной изменчивостью R и δ его следует определять для каждого прогноза с различной заблаговременностью.

Таблица 4

Оптимальный расчетный период

Горизонт	200 м				придонный			
	1	3	4	5	1	3	4	5
Станция								

Фильтрованные ряды

$N_{\text{опт}}$, заблаговременность 1 шага	36	40	48	37	36	47	45	36
$N_{\text{опт}}$, заблаговременность 2 шага	38	41	35	38	40	43	46	37

Нефильтрованные ряды

$N_{\text{опт}}$, заблаговременность 2 шага	41	43	37	—	—	43	—	—
--	----	----	----	---	---	----	---	---

Как видно из табл. 5, оптимальный период предистории тоже весьма изменчив. Все это указывает на сложную внутреннюю структуру прогнозируемых рядов. Данные табл. 5 позволяют еще судить о стационарности наших рядов. Относительное постоянство «скользящего среднего» указывает на квазистационарный их характер.

К сожалению, пока не удалось установить наибольшей возможной заблаговременности. Прогнозы всех исследуемых рядов были выданы только с заблаговременностью 1 и 2 шага.

В табл. 6 приведены результаты проверочных (независимых) прогнозов. Для каждого прогнозируемого ряда их было до 10 (точнее, их количество равняется разности $N - N_{\text{опт}}$). Можно отметить, что все приведенные прогнозы имеют достаточно высокую эффективность. Как предполагалось, исключения представляют только прогнозы фильтрованных рядов на станциях 3 и 4. Поэтому для этих станций были выполнены еще прогнозы нефильтро-

Независимый прогноз температуры воды на станции 1, горизонт 200 м

Заблаговременность 2 мес., оптимальный расчетный период 38.

№ члена исходного ряда	Наблюден- ные данные	Скользящее среднее	Предыстория	Оценка проверочных прогнозов		В отклонении от скользящего среднего		Прогноз q	Ошибка Δq
				δ	$R_{q_{\phi}} q_{пр}$	для ряда наблюденных данных	для ряда прогнозных данных		
38	0,42	-0,03	26	0,35	0,88	0,48	0,43	0,37	-0,05
39	0,48	-0,05	26	0,30	0,90	0,53	0,87	0,82	0,34
40	0,42	-0,03	26	0,30	0,85	0,45	0,25	0,22	-0,20
41	0,34	-0,02	19	0,40	0,86	0,36	0,60	0,58	0,24
42	0,30	-0,01	23	0,39	0,84	0,31	0,11	0,10	-0,20
43	0,52	0,00	14	0,35	0,81	0,52	0,37	0,37	-0,15
44	1,13	0,01	16	0,23	0,88	1,12	0,69	0,70	-0,43
45	0,38	0,02	14	0,30	0,84	0,36	-0,02	0,00	-0,38
46	-0,02	0,04	20	1,40	0,85	-0,06	0,18	0,22	0,24
47	0,74	0,04	15	0,49	0,81	0,70	0,75	0,79	0,05
48	-0,41	0,04	12	0,71	0,70	-0,45	0,58	0,62	1,03

Оценка независимых прогнозов

№ п/п	Станция	Горизонт, м	Заблаговременность	Допустимая ошибка	Обеспеченность, %	Эффективность, %	
						по сравнению с природной обеспеченностью	по сравнению с обеспеченностью инерционного прогноза

Фильтрованные ряды

1 2	1	200	1 2	0,32 0,38	69 82	25 38	12 —
3 4	3	•	1 2	0,38 0,45	46 63	17	—
5 6	4	•	1 2	0,27 0,32	— 58	— —	— —
7 8	5	•	1 2	0,36 0,42	67 91	11 35	3 —
9 10	1	При- донный	1 2	0,35 0,41	69 78	9 18	9 —
11 12	3	•	1 2	0,31 0,36	67 50	21 4	10 —
13 14	4	•	1 2	0,23 0,27	75 33	27 —	30 —
15 16	5	•	1 2	0,45 0,53	62 50	8 4	15 —

Нефильтрованные ряды

17	4	200	2	0,41	91	45	—
18	3	При- донный	2	0,64	83	29	—
19	5	•	2	0,50	67	19	—

ванных рядов. Из рис. 6 отчетливо видно, насколько хорошо методический прогноз предсказывает наблюдаемую изменчивость температуры. Особого внимания заслуживают прогнозы экстремальных величин — в большинстве случаев их амплитуда и фаза совпадают с наблюдениями.

Интересно отметить, что для станции 1 прогноз нефильтрованного ряда дал худшие результаты, чем для фильтрованного ряда (рис. 6). Поэтому можно заключить, что в рядах наблюдений, в которых сильно выражен годовой ход, его следует исключать не только потому, что его прогноз весьма тривиальная задача, но и потому, что он «мешает» наиболее точно спрогнозировать остальные, меньшие по амплитуде колебания. Наверное, этот вывод следует отнести и к другим рядам наблюдений, в которых отмечается явное преобладание по энергии какого-нибудь колебания над другим. Представляется, что такое колебание необходимо отфильтровывать.

Положительные результаты выполненных прогнозов позволили рекомендовать использование динамико-статистического метода с выбором новых оптимальных условий в оперативной работе. Оперативные прогнозы придонной температуры воды, выданные для ПИНРО на первые полугодия 1973 г. и 1974 г. оправдались с обеспеченностью 75%.

В заключение приведем разработанную схему прогноза придонной температуры воды на гидрологическом разрезе «Кольский меридиан».

1. Анализ исходных рядов: оценка амплитуд годового хода и амплитуд остальных колебаний, определение их соотношения и принятие решений о фильтрации рядов.

2. Определение обеспеченности природного и инерционного прогнозов и на основе их анализа обоснование применения методического прогноза.

3. Проверка исследуемых рядов на стационарность, в частности построение функций распределения наблюдаемых величин.

4. Спектральный анализ исследуемых рядов.

5. Обоснование применения для прогнозирования динамико-статистического метода (как вероятностного метода).

6. Выбор оптимальных условий при прогнозировании динамико-статистическим методом, к которым относится оптимальный расчетный период, оптимальный период предыстории и наибольшая возможная заблаговременность.

7. Выдача прогноза по динамико-статистическому методу с выбранными оптимальными критериями.

8. Оценка прогноза по существующим инструкциям ГМЦ.

Представляется, что указанная схема может быть полезна не только при прогнозе исследуемых рядов. Следует иметь в виду,

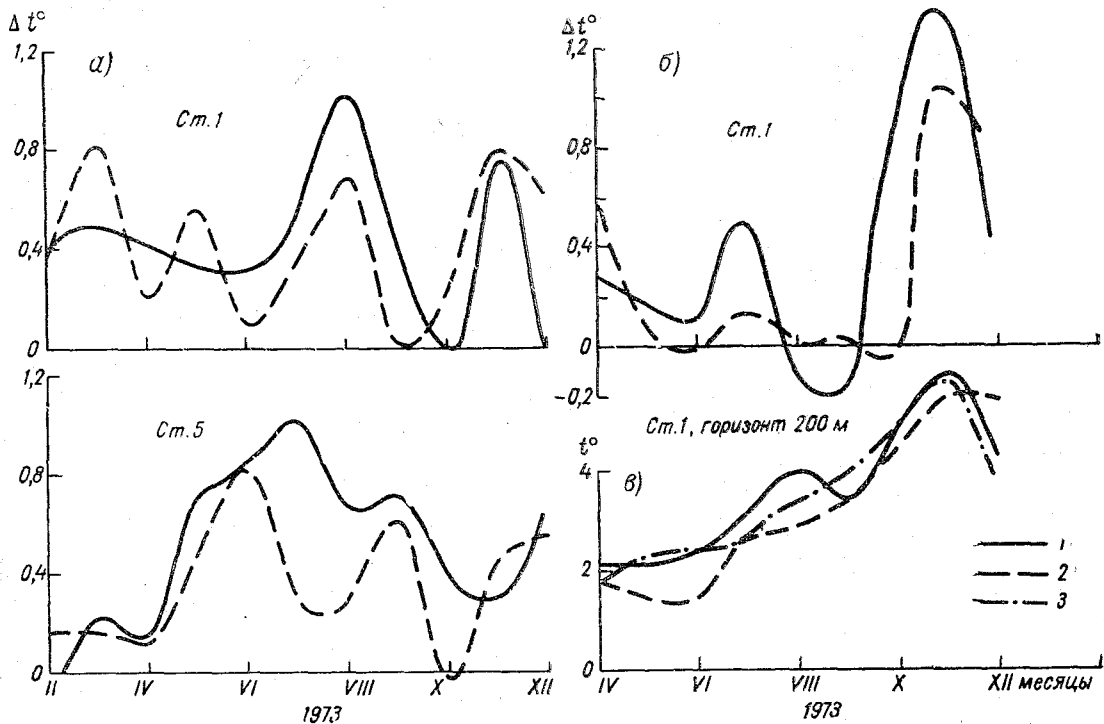


Рис. 6. Сравнение проверочных прогнозов и фактических значений температуры воды для фильтрованных рядов на горизонтах 200 м (а) и придонном (б) и для нефильтрованных рядов (в):

1 — наблюдаемые величины; 2 — прогноз фильтрованного ряда; 3 — прогноз нефильтрованного ряда

что вследствие нестационарности природных процессов, в частности придонной температуры воды, нельзя рекомендовать какие-либо постоянные оптимальные условия статистического прогнозирования, их необходимо периодически выбирать (в зависимости от внутренней структуры рядов). При использовании электронно-вычислительной техники трудоемкая задача статистического прогнозирования не вызывает затруднений.

В данном исследовании при выполнении расчетной и графической работы принимал участие студент-дипломник 1974 г. Фам ван Хуан.

ЛИТЕРАТУРА

1. Борис Л. И. Статистическая модель вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана для различных временных масштабов осреднения (см. наст. сб.).
2. Борис Л. И., Шелутко В. А. О выборе оптимальных условий при прогнозировании океанологических процессов динамико-статистическим методом (см. наст. сб.).
3. Борис Л. И., Нерослев Б. Р. Статистическое прогнозирование вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана с большой заблаговременностью. Обзорная информация. М., НИИТЭИРХ, вып. 9, 1973, с. 22—24.
4. Константинов К. Г. Значение океанографических данных для разработки рыбопромысловых прогнозов. Труды ПИНРО, 1973, вып. XXXIV, с. 67—72.

СОДЕРЖАНИЕ

		Стр.
✓	<i>Алехин Ю. М.</i> О некоторых проблемных вопросах динамико-статистического метода прогнозирования	3
	<i>Кондратович К. В., Савченко С. И.</i> Взаимный спектральный анализ индексов атмосферной циркуляции над различными районами Северной Атлантики	22
	<i>Кондратович К. В., Гвоздева В. Г.</i> Применение динамико-статистического метода в задаче прогноза температуры воды в Баренцевом море	29
	<i>Кондратович К. В.</i> Современное состояние долгосрочного метеорологического прогнозирования и перспективы использования динамико-статистического метода	50
	<i>Алехин Ю. М.</i> О полосах поглощения в спектрах естественных макропроцессов (на примере годового речного стока)	61
✓	<i>Шелутко В. А., Гвоздева В. Г.</i> Некоторые вопросы уточнения сверхдолгосрочных прогнозов геофизических процессов динамико-статистическим методом	73
	<i>Шелутко В. А., Шамина Н. И., Гвоздева В. Г.</i> Опыт сверхдолгосрочных прогнозов дат ледовых явлений динамико-статистическим методом в бассейне р. Обь	86
	<i>Борис Л. И.</i> Статистическая модель вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана для различных временных масштабов осреднения	101
	<i>Борис Л. И., Шелутко В. А.</i> О выборе оптимальных условий при прогнозировании океанологических процессов динамико-статистическим методом	115
	<i>Серяков Е. И., Реснянский Ю. Д.</i> К методике долгосрочного прогноза составляющих теплового баланса океана	124
	<i>Крылова В. В., Серяков Е. И.</i> Оценка оправдываемости различных методов прогнозов температуры воды	134
	<i>Борис Л. И.</i> Статистическое прогнозирование придонной температуры воды Баренцева моря	142



УДК 519.272

О некоторых проблемных вопросах динамико-статистического метода прогнозирования. Алехин Ю. М. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 3—21.

В статье изложены взгляды автора по ряду вопросов, связанных с проблемой динамико-статистического прогнозирования: о причинах циклических колебаний и внутрядных закономерностей естественных процессов; о закономерностях случайных и естественных рядов; о методах долгосрочных метеорологических прогнозов как предшественниках динамико-статистического метода; о количественных критериях эффективности последнего и некоторых других.

Табл. 1. Илл. 3. Библ. 11.

УДК 551.5:519.24+551.513(261.2)

Взаимный спектральный анализ индексов атмосферной циркуляции над различными районами Северной Атлантики. Кондратович К. В., Савченко С. И. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 22—28.

Приведены результаты анализа взаимных корреляционных функций, взаимных спектральных функций, а также когерентности и разности фаз среднемесячных значений зональных и меридиональных индексов атмосферной циркуляции А. Л. Каца. Индексы вычислены по данным ежедневных карт погоды для уровня моря за 1949—1970 гг. на 21 отрезке меридианов и параллелей для района, расположенного между 40 и 70° с. ш. и 10° в. д.—70° з. д.

Выполненный анализ позволил выявить статистически значимые компоненты в колебаниях интенсивности воздушных переносов, что дает основание использовать для долгосрочного прогноза методы, учитывающие длительные тенденции развития макропроцессов.

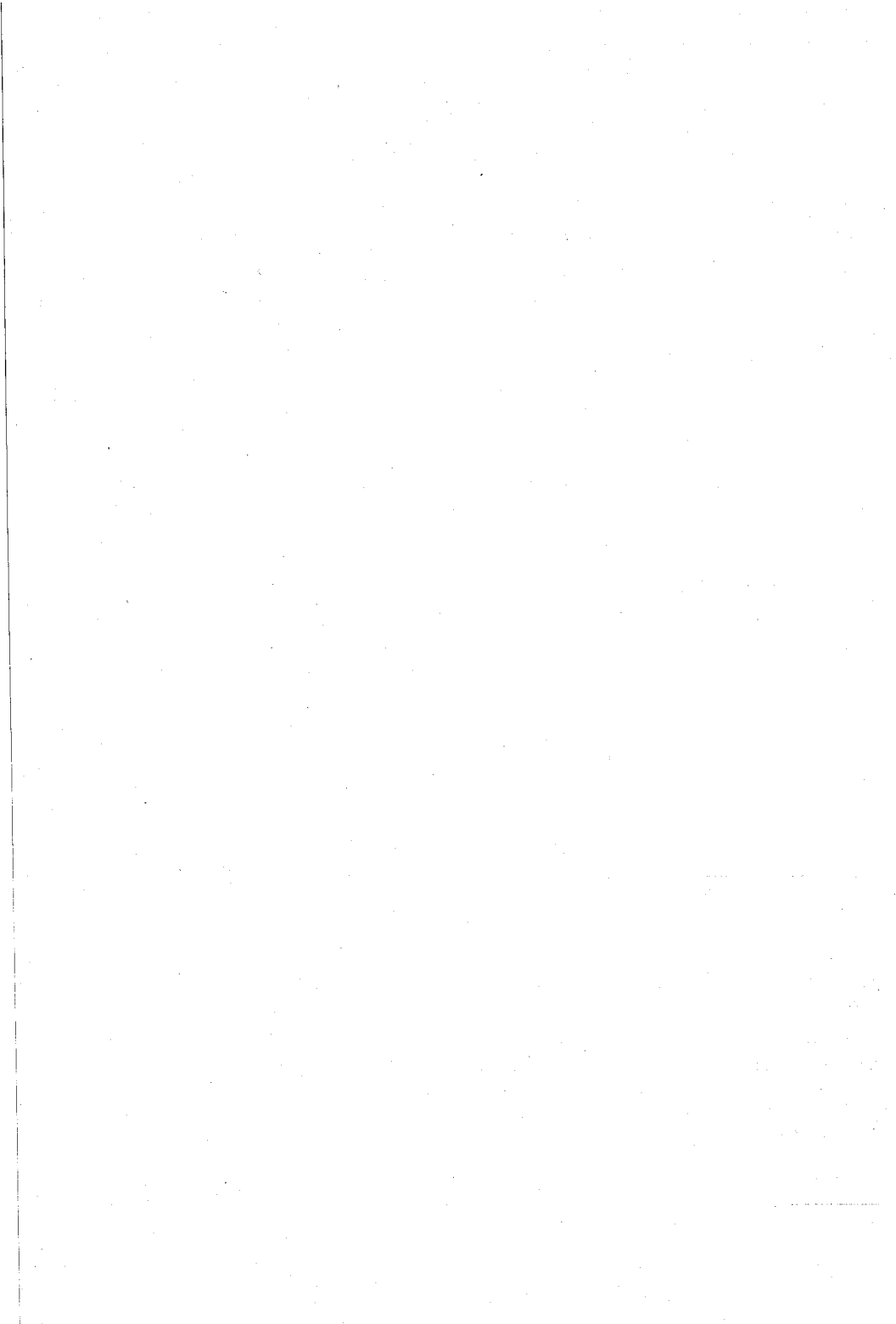
Табл. 1. Илл. 3. Библ. 6.

УДК 551.509.314

Применение динамико-статистического метода в задаче прогноза температуры воды в Баренцевом море. Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 29—49.

В статье обобщен опыт применения динамико-статистического метода в задаче предсказания с заблаговременностью до года месячных, сезонных и годовых значений температуры воды на разрезах Баренцева моря. Использовано несколько способов оценки прогнозов, они однозначно свидетельствуют об эффективности метода.

Табл. 7. Илл. 3. Библ. 12.



УДК 551.509

Современное состояние долгосрочного метеорологического прогнозирования и перспективы использования динамико-статистического метода. Кондратович К. В. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 50—60.

Рассмотрены особенности учета длительной истории макропроцессов в различных методах метеорологического прогноза и показано, что использование расчетного динамико-статистического метода в долгосрочных прогнозах погоды является достаточно эффективным.

Илл. 5. Библ. 34.

УДК 556.06

О полосах поглощения в спектрах естественных макропроцессов (на примере годового речного стока). Алексин Ю. М. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 61—72.

В статье рассмотрен совершенно новый в геофизике вопрос о возможности возникновения в спектрах естественных макропроцессов полос поглощения, аналогичных линиям Фраунгофера в оптике.

На примере ряда годового стока р. Волга—Вязовые впервые открыт и обоснован эффект полос поглощения (П-эффект) в спектрах естественных макропроцессов. Рассмотрены условия появления П-эффекта в спектрах естественных, искусственных, периодических и случайных временных рядов. Выдвинута и обоснована, в первом приближении, гипотеза о дискретности гармонических составляющих в естественных рядах наблюдений.

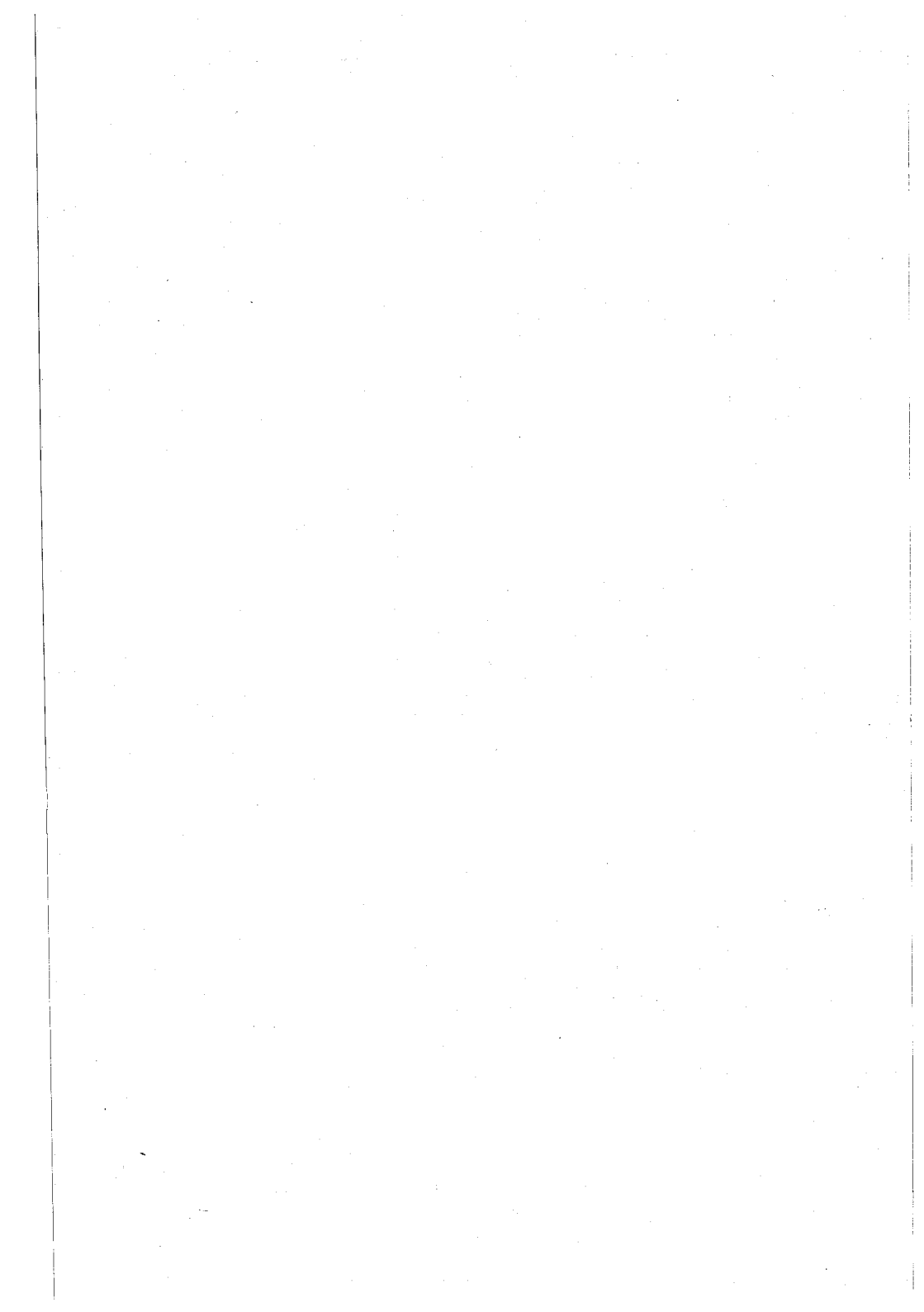
Табл. 4. Илл. 3. Библ. 3.

УДК 551.482

Некоторые вопросы уточнения сверхдолгосрочных прогнозов геофизических процессов динамико-статистическим методом. Шелутко В. А., Гвоздева В. Г. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 73—85.

На основе учета нестационарности процессов годового стока во времени предлагается производить уточнение прогнозов динамико-статистическим методом путем выбора оптимальной продолжительности исходных рядов наблюдений.

Табл. 1. Илл. 2. Библ. 7.



УДК 551.482

Опыт сверхдолгосрочных прогнозов дат ледовых явлений динамико-статистическим методом в бассейне р. Обь. Шелутко В. А., Шамина Н. И., Гвоздева В. Г. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 86—100.

Используется динамико-статистический метод Ю. М. Алехина для сверхдолгосрочных прогнозов дат вскрытия, очищения ото льда, появления ледовых образований и начала ледостава в бассейне р. Обь. Получены положительные результаты.

Табл. 3. Илл. 3. Библ. 4

УДК 551.46.07/08

Статистическая модель вертикальной термохалинной структуры деятельного слоя океана для различных временных масштабов осреднения. Борис Л. И. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 101—114.

Представлена и опробована статистическая модель макро- и мезоструктуры деятельного слоя океана. Получены положительные результаты прогнозирования, которые позволяют рекомендовать использование модели в оперативной работе.

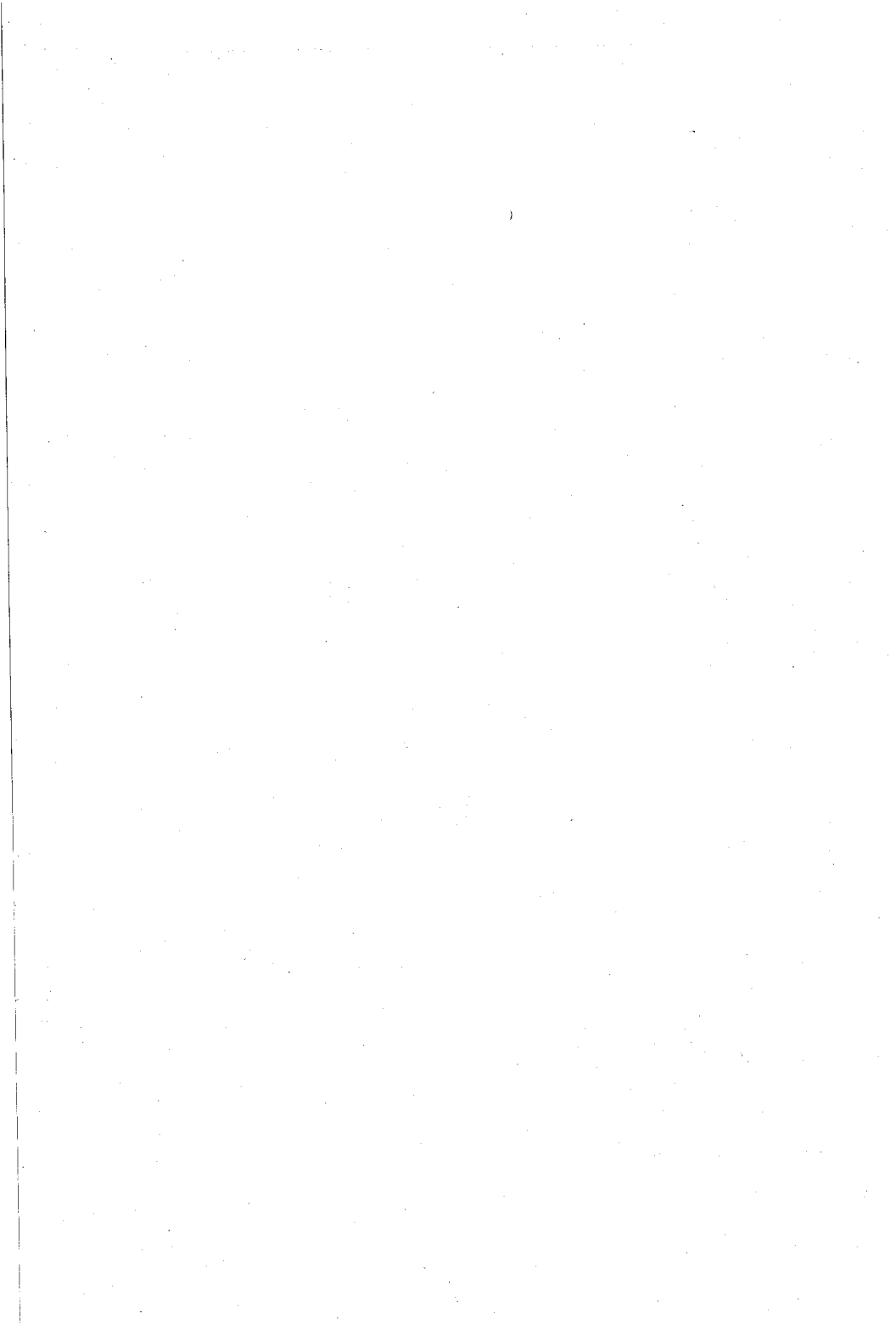
Табл. 4. Илл. 8. Библ. 14.

УДК 551.46.07/08

О выборе оптимальных условий при прогнозировании океанологических процессов динамико-статистическим методом. Борис Л. И., Шелутко В. А. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 115—123.

Рассмотрена методика выбора новых оптимальных условий при прогнозировании океанологических процессов динамико-статистическим методом. Рекомендован обязательный выбор предложенных оптимальных условий прогнозирования, при котором достигается значительное повышение эффективности прогнозов.

Табл. 4. Илл. 3. Библ. 3.



УДК 551.465.73:551.509.33

К методике долгосрочного прогноза составляющих теплового баланса океана. Серяков Е. И., Реснянский Ю. Д. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 124—133.

Рассмотрены ряды сезонных величин суммарного теплового баланса в районе кораблей погоды Северной Атлантики.

Для разработки методики долгосрочных прогнозов составляющих теплового баланса был использован динамико-статистический метод.

Проведенные испытания данного метода на рядах за 1951—1969 гг. показали высокую обеспеченность и эффективность прогностических схем. Целесообразно продолжить исследования на материалах по тепловому балансу за последние годы и довести полученные методические разработки до оперативных целей.

Табл. 3. Илл. 3. Библ. 11.

УДК 551.465.42+551.463.6

Оценка оправдываемости различных методов оперативных прогнозов температуры воды. Крылова В. В., Серяков Е. И. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 134—141.

Выполнена проверка оправдываемости долгосрочных прогнозов температуры воды в слое 0—200 м по разрезам Баренцева моря.

Прогнозы рассчитывались различными методами: динамико-статистическим, компонентно-гармоническим, генетическим и методом Д. А. Дрогайцева, с заблаговременностью от одного месяца до трех лет.

Табл. 3. Библ. 11.

УДК 551.46.07/08

Статистическое прогнозирование придонной температуры воды Баренцева моря. Борис Л. И. Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 142—155.

Разработана схема статистического прогнозирования придонной температуры воды, имеющей важное значение для рыбопромысловых прогнозов. Представленная схема основана на применении динамико-статистического метода. Получены положительные результаты проверочных прогнозов. Приведены рекомендации для осуществления оперативных прогнозов.

Табл. 6. Илл. 6. Библ. 4.

[The page contains extremely faint and illegible text, likely bleed-through from the reverse side of the document. The text is arranged in several paragraphs and is separated by horizontal lines. No specific words or phrases can be discerned.]

