

Министерство рыбного хозяйства СССР

АТЛАНТИЧЕСКИЙ НАУЧНО - ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ РЫБНОГО
ХОЗЯЙСТВА И ОКЕАНОГРАФИИ
(А Т Л А Н Т Н И Р О)

УКД 1639.2.05+639.2.053.81:681.3

№ Гос. регистрации 81013445

Инв. № _____

Для служебного
пользования
№ 2

" УТВЕРЖДАЮ "

Директор Атлант Н И Р О
К.Г.Н.

Ю.А.Вялов Ю.А.ВЯЛОВ

" 29 " декабря 1981 г.

Разработка, внедрение и эксплуатация
автоматизированной системы " Сырьевая база " (АССБ)
2 тома

СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ
СЫРЬЕВОЙ БАЗЫ И ПРОМЫСЛОВОЙ ОБСТАНОВКИ НА ОСНОВЕ
МАТЕМАТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ И МОДЕЛЕЙ
(промежуточный отчет)

Том I

РАЗРАБОТКА ПРОГРАММ НА БАЗЕ ЕС ЭВМ.
СОЗДАНИЕ БАНКА ДАННЫХ " БИОЛОГИЯ ".
ЭКСПЛУАТАЦИЯ АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ СИСТЕМЫ " СЫРЬЕВАЯ
БАЗА "

(промежуточный отчет)

Том II

Шифр 5-21

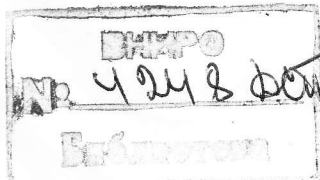
Зам. директора по научной работе

К.б.н.

" 28 " 12 1981 г. *А.Г.Кухоренко* А.Г.КУХОРЕНКО

Зав. отделом АССБ, руководитель темы

" 18 " декабря 1981 г. *П.С.Гасюков* П.С.ГАСЮКОВ



Калининград - 1981

СПИСОК ИСПОЛНИТЕЛЕЙ

Береговой Е.И. , математик , (раздел 3 отчета).

Безсмертная Н.Л. , математик , (подготовка программ, проведение расчетов на ЭВМ для раздела 2 отчета).

Боронина Н.Л. , инженер - программист , (разработка программ для ЭВМ для раздела 3 отчета).

Гасиков П.С. , зав. отделом , (общее руководство, редактирование, подготовка программ для раздела 2 , разделы I , 2 , 7 отчета).

Доровских Р.С. , зав. сектором программирования, (разработка программ, проведение расчетов для разделов 2 , 4 отчета).

Коноваленко С.И. , инженер , (подготовка информации для расчетов по разделу 2 отчета).

Петеропш В.В. , мл. научный сотрудник , (разделы 5 и 6 отчета).

Приц С.Э. , зав. сектором , (раздел 4 отчета).

РЕФЕРАТ

Томов 2 , общее количество страниц 182

Том I , страниц 95 , таблиц 32 , рисунков 13 ;

Том II , страниц 87 , таблиц 5 , рисунков 9 .

Том I " Совершенствование методов оценки сырьевой базы и промышленной обстановки на основе математических методов и моделей " .

Том II " Разработка программ на базе ЕС ЭВМ. Создание банка данных " БИОЛОГИЯ " . Эксплуатация автоматизированной системы "Сырьевая база " .

ОБЪЕКТИВНЫЙ АНАЛИЗ , ТРАЛОВАЯ СЪЕМКА , МНОГОВИДОВОЙ ПРОМЫСЕЛ , МОДЕЛЬ ШЕФЕРА , ЗАПАС , ПОПОЛНЕНИЕ , КАЧЕСТВО ПРОГНОЗОВ , ПРОМЫСЛОВОЕ УСИЛИЕ

Подготовлен к эксплуатации комплекс программ В.И.Беляева и А.А.Андрющенко для объективного анализа полей в океане. Проведены опытные расчеты на материалах полей температуры воды и воздуха в данных траловых учетных съемок. Программы рекомендованы для обработки массовых материалов наблюдений.

Подготовлены алгоритмы и программы для ЭВМ, которые реализуют двухвидовую модель Шефера. Расчеты на материалах серебристого хека и красного налима показали наличие взаимодействия между этими видами.

Библиотека алгоритмов и программ для подбора зависимости " запас - пополнение " пополнена кривыми Чепмана, Кушинга , Макфаддена .

Разработаны методические рекомендации по оценке качества промысловых прогнозов, основанные на использовании коэффициента несоответствия и таблицы вероятностей, а также рекомендации по стандартизации промысловых усилий.

СО Д Е Р Ж А Н И Е .

Т о м I

I. Введение	7-8
2. Комплекс программ В.М.Беляева и А.А.Андрющенко для объективного анализа полей и некоторые ре- зультаты его применения	9
2.1. Описание комплекса программ	10-14
2.2. Результаты опытных расчетов	14-33
3. Описание алгоритмов некоторых моделей "запас- пополнение"	34
3.1. Алгоритм определения параметров кривой Кушинга	34-35
3.2. Алгоритм определения параметров кривой Чепмена	35-36
3.3. Алгоритм определения параметров кривой Макфеддена	36-37
3.4. Результаты опытных расчетов	37-42
4. Алгоритм определения параметров двухвидовой мо- дели Шефера	43
4.1. Описание модели и ее свойств	43-47
4.2. Алгоритм определения параметров модели	47-51
4.3. Результаты опытных расчетов	52-66
5. Оценка качества прогнозов уловов на усилие	67
5.1. Обзор существующих методов оценок качества прогнозов	67-75
5.2. Алгоритм расчета оценок качества прогно- зов уловов на усилие	75-80
5.3. Результаты расчета оценок качества квар- тальных прогнозов уловов на усилие за 1977 - 1980 гг. для промышленных районов ЦВА и ДВА	81-85
5.4. Методические рекомендации по оценке качес- тва прогнозов уловов на усилие	86

6. Рекомендации по применению алгоритмов стандартизации промышленного усилителя.....	87-89
7. Заключение	90-91
Литература	92-95

Т о м II

1. Введение	7-8
2. О результатах перевода задач с ЭВМ " Мир - 2 " и ЭВМ " Минск - 32 " на ЭВМ ЕС - 1033	9
2.1. Перечень программ	9
2.2. Аннотация программ	10-17
3. Предложение к техническому заданию на АСУОД	18-22
4. Логическая структура судовой базы данных для промрайона Анголы	23-26
5. Логическая структура базы данных Атлант Н И Р О	27-32
6. Опыт использования системы РЮД для решения задач обработки промышленно - биологических данных	33-38
7. Результаты освоения программных и языковых средств создания базы данных Атлант Н И Р О ...	39
7.1. Анализ отечественных пакетов прикладных программ (ППП), предназначенных для создания баз данных или информационных систем	39-58
7.2. Результаты освоения ППП " СЕДАН "	58-61
8. Создание информационной базы и ввод в эксплуатацию банка данных "БИОЛОГИЯ"	62
8.1. Организация архива промышленно - биологической информации Атлант Н И Р О	62-65
8.2. Составление каталога промышленно-биологической информации, собранной в рейсах за 1960 - 1980 годы	65
8.3. Подготовка массивов промышленно - биологических данных на унифицированных формах...	65-70

9. Эксплуатация автоматизированной системы
"Сырьевая база" 71-86
9.1. Обеспечение комплексных целевых
программ обработкой данных на ЭВМ 71-73
9.2. Результаты опытной эксплуатации
системы "РИФ" 73-84
9.3. Создание судовой базы данных и эксплу-
атация абонентского архива подсистемы
КППО 84-85
Ю. Заключение 86
Литература 87

В В Е Д Е Н И Е

Основное направление исследований, выполненных в 1981 году, - внедрение современных математических методов и моделей в практику оценки запасов и промышленного прогнозирования.

Наиболее важным и перспективным направлением при оценке запаса и возможного улова представляется многовидовой подход. В настоящее время уже существует ряд методов, которые позволяют учитывать многовидовой характер промысла. Очень удобной для проведения исследований, связанных с проблемой смешанного промысла, является двухвидовая модель Шефера.

Внедрение подобной модели представляет большой практический интерес, так как в последнее время перспективные районы промысла перемещаются в тропические и субтропические воды, которые характеризуются большим видовым разнообразием.

Выполненные в 1980 году исследования, связанные с созданием библиотеки алгоритмов и программ зависимостей "запас - пополнение", продолжены с целью расширить эту библиотеку новыми методами. В их числе - кривые "запас - пополнение" Кушинга, Чепмена, Макфаддена.

Важной характеристикой промышленного прогноза является оценка его оправдываемости. Поэтому вопрос о возможности использования существующих методов для оценки качества промышленных прогнозов является актуальным, а внедрение рекомендаций по использованию методики оправдываемости прогнозов - важной практической задачей.

При оценке запаса и прогнозирования таких важных параметров промышленной обстановки, как поля гидрометеорологических и биологических характеристик, предварительно необходимо решить ряд сложных задач, связанных с рациональным планированием системы наблюдений, корректным восстановлением пространственного распределения исследуемых характеристик, определение их взаимного влияния, согласования и осреднения.

Этот круг вопросов решается с помощью статистических методов интерпретации данных, которые получили название "объективный анализ".

Представляется необходимым для повышения качества анализа полей гидрометеорологических и биологических характеристик практическое освоение и внедрение в практику исследований Атлант Н И Р О комплекса программ, реализующих соответствующие алгоритмы.

2. КОМПЛЕКС ПРОГРАММ В.И. БЕЛЯЕВА И А.А. АНДРЮШЕНКО ДЛЯ ОБЪЕКТИВНОГО АНАЛИЗА ПОЛЕЙ И НЕКОТОРЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ ЕГО ПРИМЕНЕНИЯ

К классу современных статистических методов обработки данных наблюдений относятся методы объективного анализа полей. Эти методы нашли широкое применение в метеорологии [1], [2], и в настоящее время используются при обработке океанографических данных [3] [4]. И лишь в самое последнее время появились сведения о применении этих методов к анализу закономерностей пространственного распределения промысловых объектов [5] [6].

Основное назначение методов объективного анализа — "восстановить объективным путем поля ... элементов или хотя бы получить их значения в узлах некоторой регулярной сетки" [1]. При этом знание статистической структуры полей позволяет оценить точность восстановления поля, а также оптимизировать получение оценок средних по площади характеристик [7] [8].

Трудности внедрения методов объективного анализа при исследовании океанографических и биологических полей связаны с отсутствием множества реализаций этих полей, необходимых для надежного определения их статистических характеристик. Поэтому потребовались определенные усилия исследователей, чтобы адаптировать эти методы к условиям, которые сложились в океанологии. Наиболее удачным в этом отношении является подход, разработанный В.И. Беляевым.

Этот подход доведен В.И. Беляевым и А.А. Андрюшенко до детальных алгоритмов и программ для ЭВМ, что позволяет осуществить проверку метода объективного анализа на широком материале океанографических наблюдений.

Целью проведенных исследований является внедрение в практику работы Атлант Н И Р О и других научно-исследовательских институтов отрасли комплекса программ В.И. Беляева и А.А. Андрюшенко для объективного анализа полей, в состав которого входят программы определения статистических характеристик полей, их оптимальной интерполяции и согласования.

2.1. Описание комплекса программ

Комплекс программ построен на известных теоретических положениях методов оптимальной интерполяции случайных процессов [1] [2].

Рассматривается совокупность n элементов, каждый из которых представляет собой функцию пространственных координат. Будем считать, что элемент, значение которого нужно получить оптимальной интерполяцией в точке M , имеет индекс i .

Обозначим $f_i(M)$ значение i -го элемента в точке M , $i = 1, 2, \dots, n$. Тогда

$$\frac{f_i(M) - \overline{f_i(M)}}{\sqrt{K_{ii}(M, M)}} = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{K_i} \rho_i(M_j) \frac{f_i(M_j) - \overline{f_i(M_j)}}{\sqrt{K_{ii}(M_j, M_j)}} \quad (2.1)$$

где $\overline{f_i(M)}$ - среднее значение i -го элемента в точке M ;

$K_{ij}(M_1, M_2)$ - взаимно ковариационная функция полей i -го и j -го элемента в точках M_1 и M_2 ;

$\rho_i(M_j)$ - весовые множители, которые получаются решением следующей системы уравнений:

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{K_i} \rho_{ie}(M_j, M_m) \rho_e(M_j) = \rho_{1e}(M, M_m),$$

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

$$m = 1, 2, \dots, K_e$$

(2.2)

В этой системе уравнений ρ_{ie} - нормированная взаимная корреляционная функция двух полей.

Среднеквадратическая ошибка интерполяции вычисляется по формуле:

$$\varepsilon^2 = 1 - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{K_i} \rho_i(M_j) M_{ii}(M, M_j) \quad (2.3)$$

Система уравнений (2.2) может быть записана в более общем виде , с учетом ошибок наблюдений.

Применение формулы (2.1) при $n = 1$ соответствует случаю оптимальной интерполяции поля, а при $n > 1$ - оптимальному согласованию полей. В последнем случае для восстановления значения поля используется информация не только о значениях этого поля в соседних точках, но и дополнительная информация, которая содержится в полях других элементов, связанных с первыми.

Для того, чтобы воспользоваться уравнениями (2.1) и (2.3) , необходимо знать статистическую структуру полей, представленную оценками математического ожидания, корреляционными и взаимно корреляционными функциями. Эта задача просто решается в тех случаях, когда имеется множество реализаций поля, значения которого измерены в одних и тех же точках.

Однако, этот случай не типичен для океанографических , а тем более биологических полей. Эти поля представлены, как правило, отдельными реализациями или же небольшим количеством реализаций. При этом измерения значений в разных реализациях проведены в различных точках.

Преимущество метода, разработанного В.И.Беляевым и А.А.Андрющенко [4] по сравнению с используемым в метеорологии, заключается в том, что представляется возможным определять статистическую структуру полей по материалам отдельных съемок в океане и по совокупности съемок, расположение станций в которых не остается постоянным.

Основная идея, заложенная в алгоритмы программы комплекса, сводится к следующему. Определив максимальное расстояние, на котором корреляция между точками полей отлична от нуля, разбивают его на ряд интервалов. Для тех точек, расстояния между которыми попали в соответствующий интервал, вычисляют взаимные произведения значений поля, и полученные величины рассматриваются как функции расстояния. Таким образом формирует-

ся выборка статистических связанных величин, для которых строится линейное уравнение регрессии. В этом уравнении регрессии роль независимой переменной играет величина расстояния между точками, а зависимой переменной - величина взаимного произведения. Значение корреляционной функции поля на расстоянии, равном половине интервала, получается по найденному уравнению регрессии.

Знание параметров уравнения регрессии для каждого интервала дает возможность стандартными методами получить оценку дисперсии вычисленного значения корреляционной функции, а следовательно, и оценить ее точность.

Еще одно усовершенствование, внесенное В.И.Беляевым и А.А.Андрющенко в принятые алгоритмы определения статистических характеристик полей, позволяет вычислять оценки более надежно. В алгоритмах, помимо вычисления корреляционных функций, предусмотрено вычисление структурных функций

$D(M_1, M_2)$ полей, используя тот же принцип обработки данных.

Учитывая, что между корреляционными и структурными функциями имеется связь

$$D(M_1, M_2) + 2K(M_1, M_2) = \text{const} \quad (2.4)$$

авторы [4] предложили алгоритм вычисления поправки к корреляционной функции, основанный на согласовании ее значений со значениями структурной функции.

Комплекс программ для объективного анализа полей, предложенный В.И.Беляевым и А.А.Андрющенко, состоит из следующих программ:

- расчет пространственных корреляционных функций однородных и изотропных полей;
- расчет пространственных корреляционных функций вдоль заданных направлений;
- расчет пространственных взаимных корреляционных функций однородных и изотропных полей;
- расчет пространственных взаимных корреляционных функций вдоль заданных направлений;
- оптимальная интерполяция полей;
- оптимальное согласование полей.

При подготовке этих программ к эксплуатации были обнаружены некоторые ошибки в опубликованных текстах [4]. Так, в программе WZKRFD оператор

$$L2 = L2 - 1$$

потребовалось заменить на

$$L2 = L - 1$$

а в программе AKDRFD вставлена группа операторов, которая выполняет присвоение значений промежуточным величинам при вычислении корреляционных функций для каждой реализации во всех направлениях, кроме первого.

Кроме вышеперечисленных, в программы внесены ряд изменений для удобства работы: введены переменные форматы для исходных данных, программы оформлены в виде подпрограмм с формальными параметрами, что позволяет легко их использовать при любой обработке данных.

Так как программы оптимальной интерполяции и согласования полей требуют задания корреляционных и взаимно корреляционных функций аналитическим выражением, дополнительно разработан ряд программ подбора параметров этих зависимостей по эмпирическим данным.

В перечне аналитического представления корреляционных функций следующие зависимости:

$$K(d) = e^{-\alpha d} \beta \quad (2.5)$$

$$K = (1 + \alpha d) e^{-\beta d} \quad (2.6)$$

$$K = e^{-\alpha d} \cos \beta d \quad (2.7)$$

$$K = (1 + \beta_1 d) e^{-\beta_2 d} \cos \beta_3 d \quad (2.8)$$

где d - расстояние между точками.

Подбор параметров осуществляется методом наименьших квадратов.

2.2. Результаты опытных расчетов

Опытные расчеты проводились на двух видах информации: гидрометеорологические данные и данные наблюдений на траловых учетных съемках.

Гидрометеорологические данные представлены полями температуры воды и воздуха, осредненные по пятиградусным квадратам [9] [40], за декабрь 1957 - 1971 годов. Значение температуры отнесено к центру соответствующего пятиградусного квадрата.

Схема квадратов, принятых для расчета корреляционных функций, представлена на рисунке 2.1. Расчеты выполнены по программам для вычисления корреляционных функций однородных и изотропных полей по всей совокупности из 15 реализаций.

Значение корреляционных функций полей температуры воды и воздуха и их ошибки представлены в таблицах 2.1 и 2.2. На рисунках 2.2 и 2.3 точками нанесены эмпирические значения, а сплошной линией - результаты аппроксимации аналитическим выражением вида

$$K(d) = (1 + \alpha d) e^{-\beta d} \quad (2.9)$$

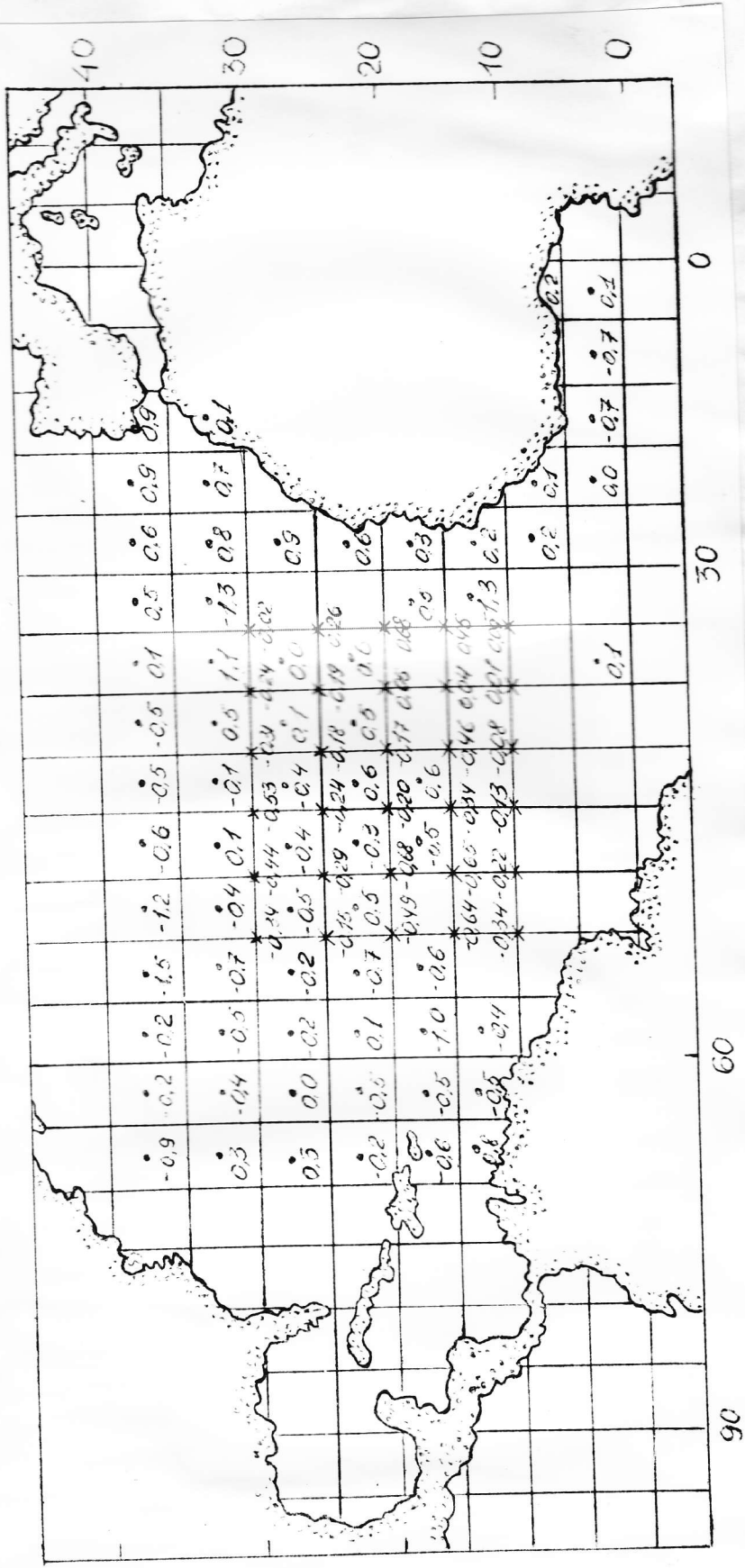


Рисунок 2.1. Схема квадратов и сетка точек для интерполяции поля температуры воды и воздуха.

Т а б л и ц а 2.1.

Значение корреляционных функций температуры
воды и их ошибок

№ п/п	: Среднее расстояние интервала	: Количес- тво то- чек	: Нормированная корреляцион- ная функция	: Среднеквадра- тическая ошибка
1.	0	-	1.00	-
2.	441	148	0.61	-
3.	529	1652	0.35	0.03
4.	588	2043	0.31	0.02
5.	764	1570	0.22	0.03
6.	828	1335	0.21	0.03
7.	1092	2057	0.12	0.02
8.	1171	3495	0.07	0.02
9.	1306	2585	0.06	0.02
10.	1518	2030	0.01	0.02

Т а б л и ц а 2.2.

Значение корреляционных функций температуры
воздуха и их ошибок

№ п/п	: Среднее расстояние интервала	: Количес- тво то- чек	: Нормированная корреляцион- ная функция	: Среднеквадра- тическая ошибка
1.	0	-	1.00	-
2.	441	150	0.66	-
3.	528	1527	0.54	0.03
4.	590	1905	0.52	0.03
5.	764	1444	0.43	0.03
6.	831	1202	0.35	0.03
7.	1090	1851	0.27	0.02
8.	1171	3109	0.24	0.02
9.	1311	2355	0.13	0.02
10.	1515	1823	0.04	0.02

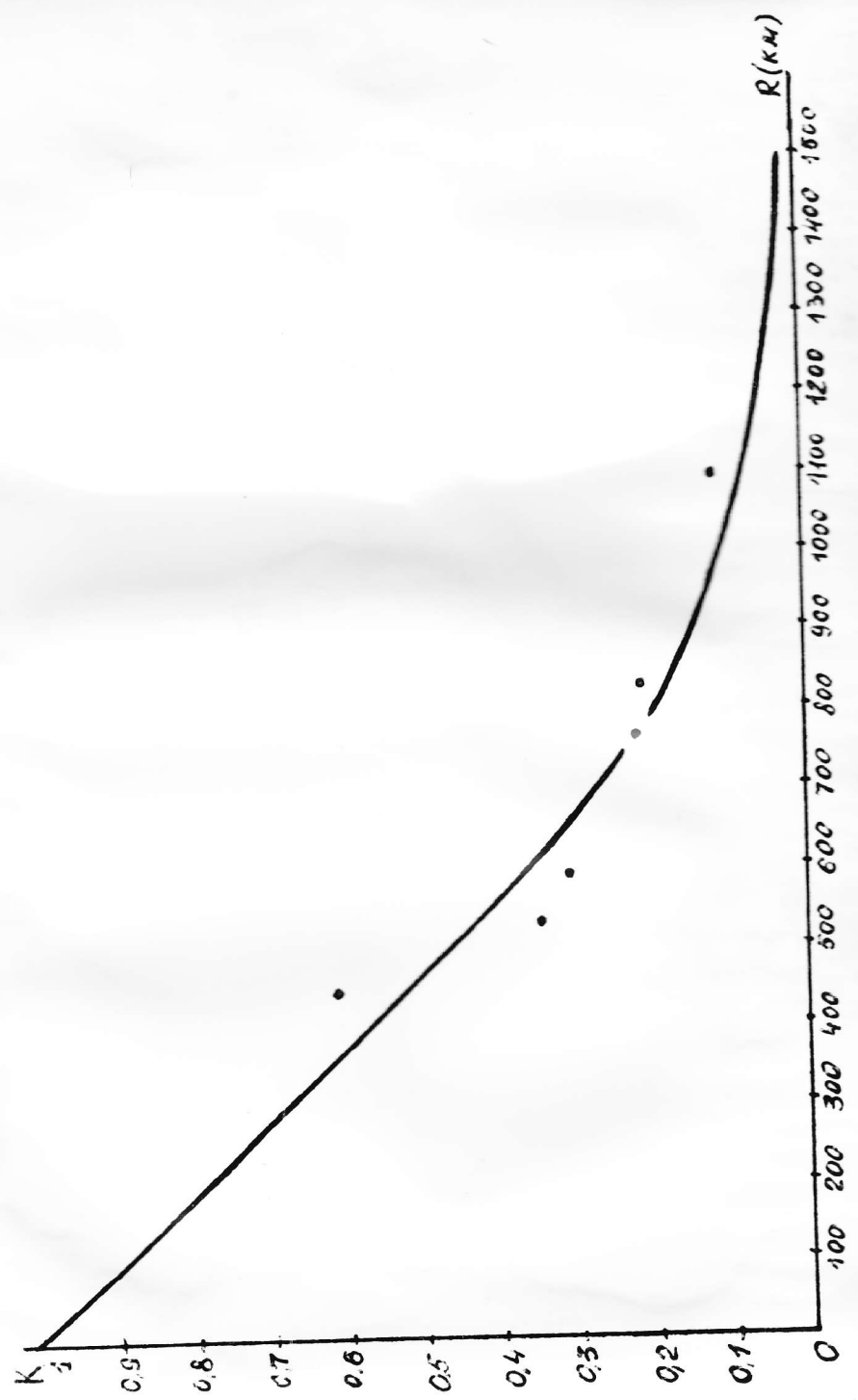


Рисунок 2.2. График корреляционной функции температуры воды.

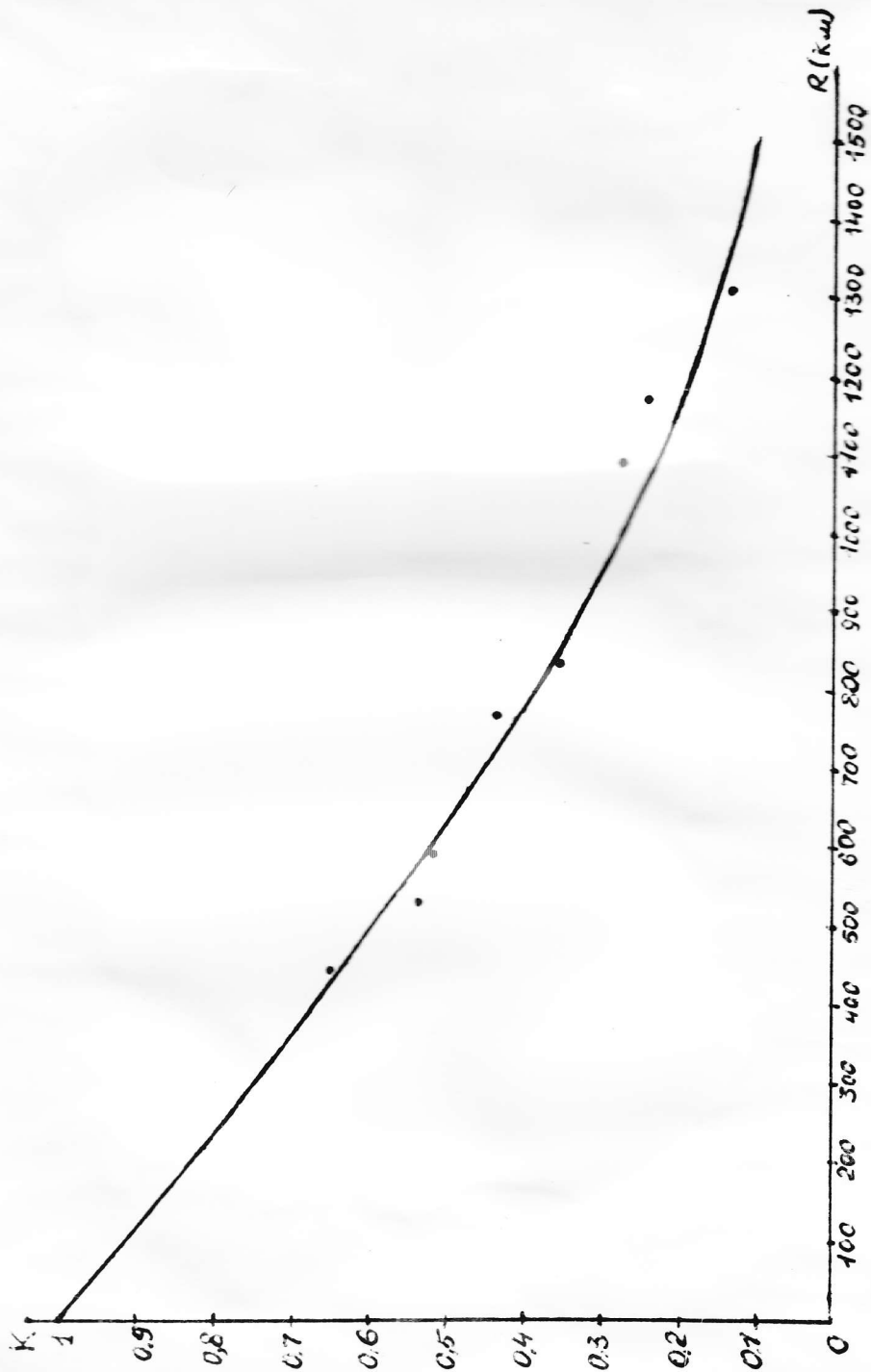


Рисунок 2.3. График корреляционной функции температуры воздуха.

Аналогично в таблице 2.3. показаны значения взаимно корреляционной функции полей температуры воды и воздуха и их ошибки.

Т а б л и ц а 2.3.

Значение взаимно корреляционных функций полей температуры воды и воздуха и их ошибки.

№ п/п	Среднее расстояние интервала	Количество точек чек	Нормированная взаимно корреляционная функция	Среднеквадратическая ошибка
1	0.0	954	0.52	0.04
2	401	298	0.45	-
3	528	3144	0.32	0.02
4	589	3913	0.31	0.02
5	764	2993	0.23	0.02
6	829	2514	0.20	0.02
7	1091	3899	0.14	0.01
8	1171	6578	0.10	0.01
9	1309	4921	0.06	0.01
10	1515	3847	0.01	0.01

Полученные корреляционные функции типичны для полей этих элементов, хорошо аппроксимируется аналитическим выражением (2.9) и их значения определены с незначительными ошибками.

Работа программы оптимальной интерполяции иллюстрирована расчетом значений температуры воды за декабрь 1961 года в сетке точек, представленной на рисунке 2.1 внутри множества квадратов, использованных при расчете корреляционных функций.

Значения температуры, полученные оптимальной интерполяцией, нанесены на карту рядом с узлами координатной сетки, тогда как наблюдаемые значения относятся к центру квадратов. В некоторых квадратах наблюдения отсутствовали, однако с помощью программы представляется возможность рассчитать оценку этих величин.

Среднеквадратические ошибки интерполяции, как абсолютные, так и относительные, представлены в таблицах 2.4 и 2.5. Их значения изменяются от 0.27 до 0.50, причем большие величины, как и следовало ожидать, получены для точек сетки, прилегающих к квадратам с отсутствующими наблюдениями.

Т а б л и ц а 2.4.

Среднеквадратические ошибки интерполяции поля температуры воды (декабрь 1961 года)

Ш и р о т а :	Д о л г о т а					
	: 30	: 35	: 40	: 45	: 50	: 55
30 ⁰ с.ш.	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26
25 ⁰	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26
20 ⁰	0.27	0.27	0.30	0.30	0.27	0.30
15 ⁰	0.28	0.31	0.42	0.42	0.38	0.43
10 ⁰	0.38	0.43	0.53	0.54	0.53	0.54

Т а б л и ц а 2.5.

Относительные среднеквадратические ошибки интерполяции поля температуры воды (декабрь 1961 года)

Ш и р о т а :	Д о л г о т а					
	: 30	: 35	: 40	: 45	: 50	: 55
30 ⁰ с.ш.	0.47	0.47	0.47	0.47	0.47	0.47
25 ⁰	0.49	0.49	0.49	0.49	0.49	0.49
20 ⁰	0.50	0.50	0.56	0.56	0.50	0.56
15 ⁰	0.51	0.57	0.78	0.78	0.69	0.79
10 ⁰	0.70	0.79	0.98	0.99	0.98	0.99

Анализ ошибок интерполяции дает основание предположить, что исходные данные, по -видимому, содержат значительные погрешности ([9], [10] составлены по материалам попутных судовых наблюдений). Поэтому при пользовании этими материалами необходимо проявлять известную аккуратность. Конечно, этот вывод предварительный, для его подтверждения желательно провести обработку всех данных, в том числе и за другие месяцы года.

Для изучения статистических закономерностей пространственного распределения промысловых объектов были использованы следующие материалы:

- величины вылова за траление серебристого хека, желтохвостой камбалы, кальмара и акулы - катран, полученные на учетных съёмках на банке Джорджес при совместных советско - американских исследованиях в 1976 - 1979 годах по данным советских и американских судов;
- величины выловов за траление по всем видам и, отдельно, по зубану, полученные на траловых съёмках в районе Юго - Восточной Атлантики (ЮВА) за 1975 - 1980 годы ;
- величины вылова за траление серебристого хека и желтохвостой камбалы, полученные при сравнительных испытаниях тралов при совместных советско - американских исследованиях в 1973 - 1975 годах в десятимильном квадрате в районе острова Нантакет тралами " Янки - 36 " и " Янки - 41 ".

Последние данные наблюдений представляют особый интерес в связи с возможностью вычисления корреляционных функций при малых расстояниях между траловыми станциями (от 1 до 5 км.).

В то же время материалы траловых съёмок позволяют определять корреляционные функции при расстояниях более 10 км.

Были выполнены расчеты статистических характеристик по отдельным реализациям, однако ошибки определения корреляционных функций оказались очень большими. Поэтому все последующие вычисления проводились по совокупности реализаций.

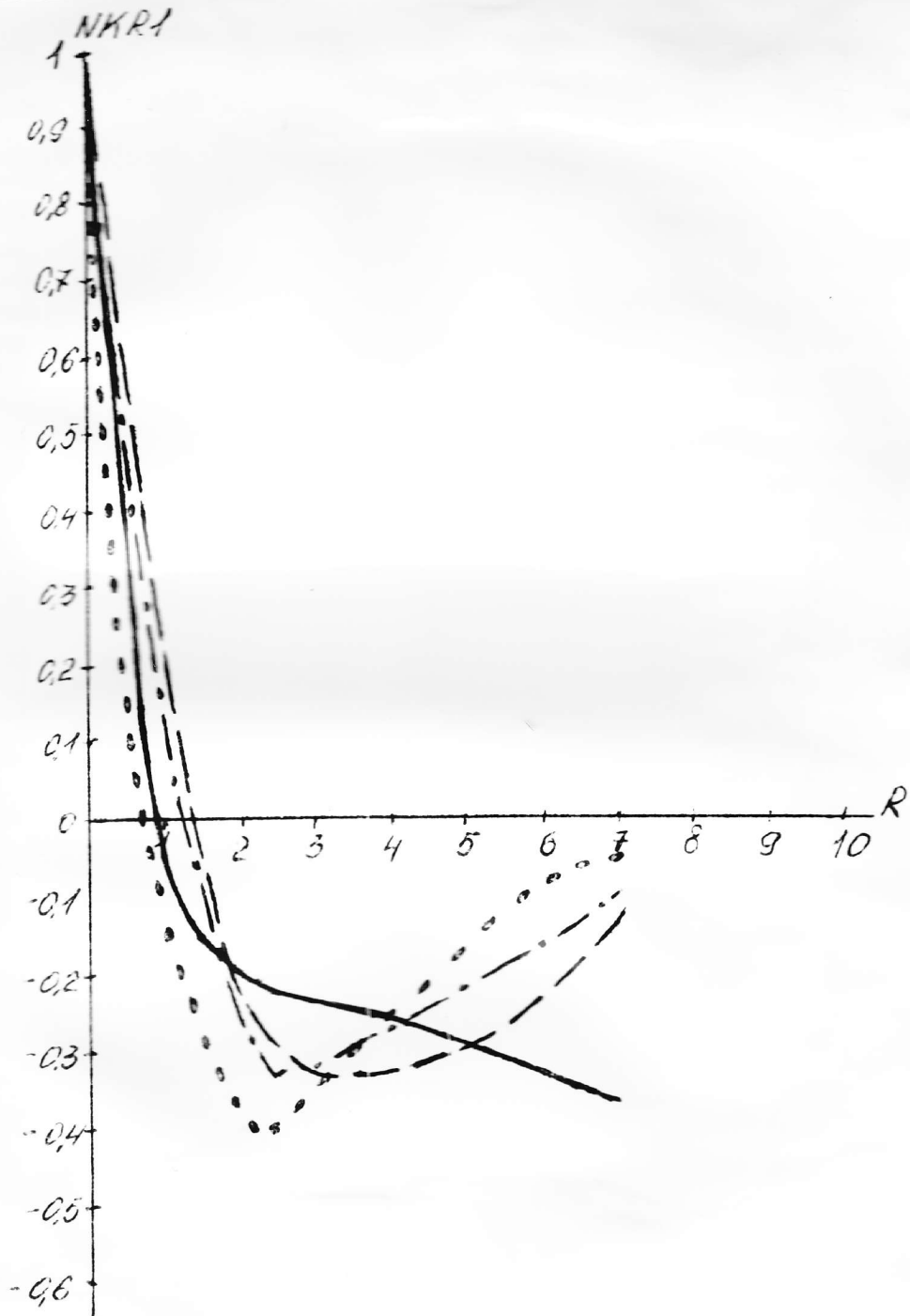


Рисунок 2.4. Корреляционные функции поля распределения серебристого хека по материалам сравнительных испытаний орудий лова.

- траля "Янки - 36 " , интервал = 5 км;
- - - траля "Янки - 36 " , интервал = 7 км;
- траля "Янки - 41 " , интервал = 5 км;
- · - · траля "Янки - 41 " , интервал = 7 км.

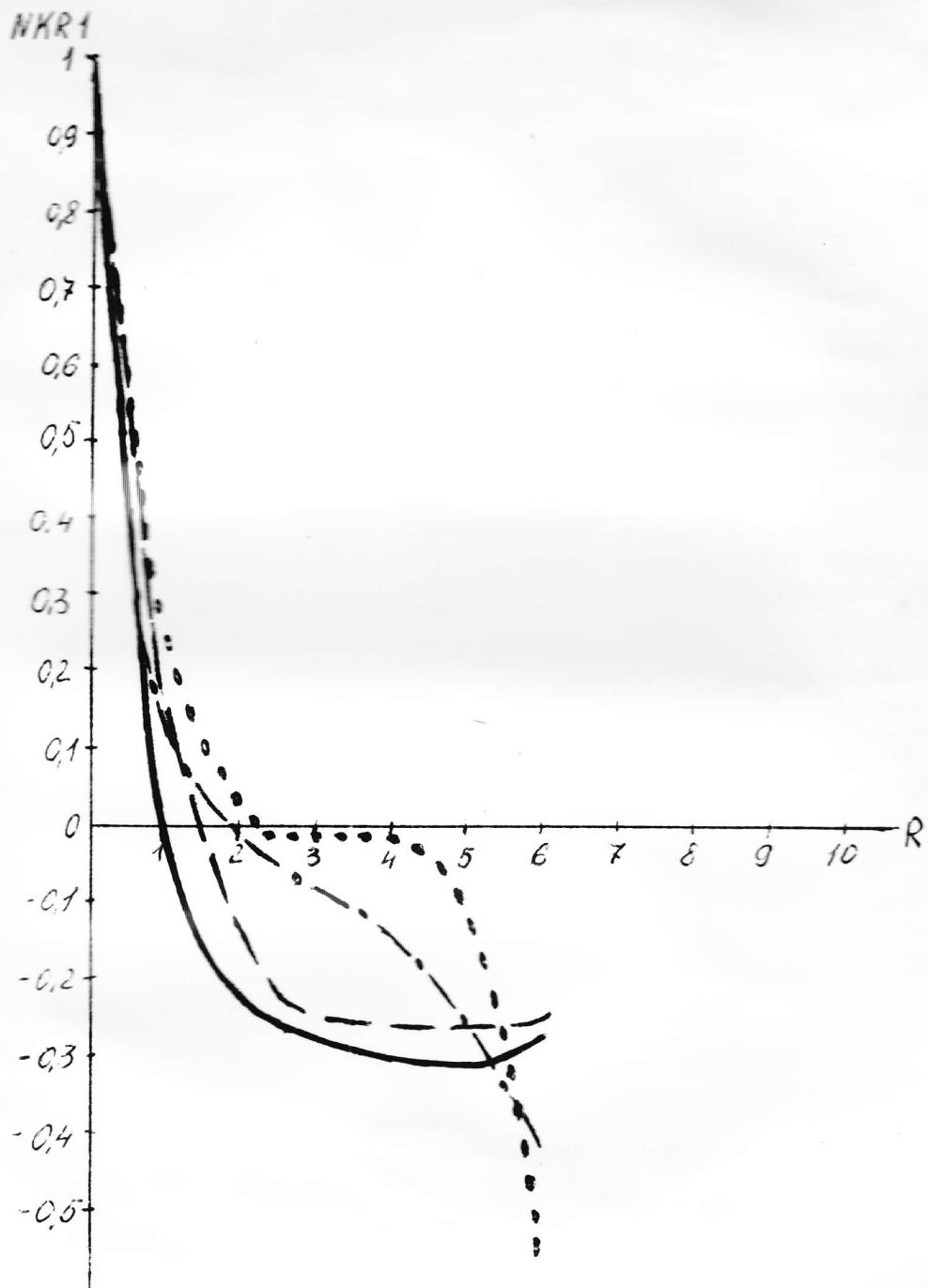


Рисунок 2.5. Корреляционные функции поля распределения желтохвостой камбалы по материалам сравнительных испытаний орудий лова.

- траля "Янки - 36 " , интервал = 5 км.;
- - - траля "Янки - 36 " , интервал = 7 км.;
- траля "Янки - 41 " , интервал = 5 км.;
- · - · траля "Янки - 41 " , интервал = 7 км.

На рисунках 2.4 и 2.5 представлены корреляционные функции, полученные при сравнительных испытаниях тралов для серебристого хека и желтохвостой камбалы. Значения этих корреляционных функций и величины ошибок их определения приведены в таблицах 2.6 - 2.9. Расчеты выполнены при градациях расстояний между траловыми станциями 5 и 7 км.

Т а б л и ц а 2.6.

Значения корреляционной функции полей серебристого хека по данным сравнительных испытаний орудий лова (трал "Янки - 36 ", интервал 5 км.)

№ п/п	: Среднее : : расстояние : : интервала :	: Кол-во : : точек :	: Нормированная : : корреляционная : : функция :	: Среднеквадра- : : тическая ошиб- : : ка :
1	0.0	-	1.00	-
2	2.3	199	- 0.22	0.16
3	4.7	142	- 0.29	0.21
4	7.1	71	- 0.37	0.20

Т а б л и ц а 2.7.

Значение корреляционной функции полей серебристого хека по данным сравнительных испытаний орудий лова (трал Янки - 36 " , интервал 7 км.)

№ п/п	: Среднее : : расстояние : : интервала :	: Кол-во : : точек :	: Нормированная : : корреляционная : : функция :	: Среднеквадра- : : тическая : : ошибка :
1	0.0	-	1.0	-
2	3.0	242	- 0.33	0.14
3	5.8	143	- 0.25	0.20

Т а б л и ц а 2.8.

Значения корреляционной функции полей желтохвостой камбалы по данным сравнительных испытаний орудий лова (трал " Янки - 36 " , интервал 5 км.)

№ п/п	: Среднее расстояние : интервала	: Количес- тво точек	: Нормированная корреляцион- ная функция	: Среднеквад- ратическая ошибка
1	0.0	-	1.00	-
2	2.3	199	- 0.26	0.10
3	4.7	142	- 0.31	0.13

Т а б л и ц а 2.9.

Значения корреляционной функции полей желтохвостой камбалы по данным сравнительных испытаний орудий лова (трал " Янки - 41 " , интервал 7 км.)

№ п/п	: Среднее расстояние : интервала	: Количес- тво точек	: Нормированная корреляцион- ная функция	: Среднеквад- ратическая ошибка
1	0.0	-	1.00	-
2	2.4	197	- 0.01	0.11
3	4.6	144	- 0.05	0.16

Следует отметить, что точность определения значений корреляционных функций для обоих рассмотренных видов не высокая, сравнимая по величине с их значениями. Тем не менее из рисунков видно достаточно резкое убывание корреляционных функций: можно говорить, что корреляционные функции отличны от нуля лишь на весьма малых расстояниях между траловыми станциями, не превышающих 5 км. Конечно, этот вывод требует более надежного статистического подтверждения. Обращает на себя внимание, как существенно меняются значения корреляционных функций при изменении ширины интервала расстояний.

Корреляционные функции для хека, камбалы, кальмара и акуры - катран, полученные по данным траловых съемок на банке Джорджес, представлены на рисунках 2.6 - 2.7, а их значения и ошибки определения - в таблицах 2.10 - 2.11.

Т а б л и ц а 2.10.

Значения корреляционных функций различных видов по данным траловых съемок в районе банки Джорджес (по материалам советских судов)

№ п/п	В и д	Среднее расстояние интервала	Количество точек	Нормированная корреляционная функция	Средне-квадратическая ошибка
1	2	3	4	5	6
1	серебристый хек	0.0	-	1.00	-
2		20	479	0.13	0.16
3		32	837	0.14	0.06
4		47	1007	0.07	0.01
5		61	983	- 0.04	0.02
6		74	857	- 0.08	0.03
7		89	888	- 0.02	0.02
8	катран	0.0	-	1.00	-
9		20	479	0.02	0.01
10		32	837	0.00	0.01
11		47	1007	- 0.02	0.01
12		61	983	- 0.02	0.01
13		74	857	- 0.01	0.01
14		89	888	- 0.01	0.01
15	кальмар	0.0	-	1.00	-
16		20	479	0.12	0.07
17		32	837	0.07	0.04
18		47	1007	0.01	0.02
19		61	983	0.00	0.03
20		74	857	- 0.05	0.02
21		89	888	- 0.08	0.01

1	2	3	4	5	6
22	желтохвост-	0.0	-	1.00	-
23	тая камба-	20	479	0.13	0.05
24	ла	32	837	0.13	0.06
25		47	1007	0.05	0.05
26		61	983	- 0.06	0.03
27		74	857	- 0.08	0.02
28		89	888	- 0.05	0.02

Т а б л и ц а 2. II.

Значения корреляционных функций различных видов по данным траловых съемок в районе банки Джорджес (по материалам американских судов)

№ п/п	В и д	Среднее расстояние интервала	Количество точек	Нормированная корреляционная функция	Средне-квадратическая ошибка
1	2	3	4	5	6
1	серебри-	0.0	-	1.00	-
2	тый хек	20	1210	0.14	0.04
3		31	2062	0.00	0.03
4		47	2380	- 0.05	0.02
5		60	2180	- 0.03	0.02
6	катран	0.0	-	1.00	-
7		20	1210	0.26	0.09
8		31	2062	0.11	0.05
9		47	2380	0.00	0.01
10		60	2180	- 0.06	0.01
11	кальмар	0.0	-	1.00	-
12		20	1210	0.08	0.03
13		31	2062	0.02	0.02
14		47	2380	- 0.03	0.02
15		60	2180	- 0.06	0.02

1	2	3	4	5	6
16	желтохвос-	0	-	1.00	-
17	тая	20	1210	0.26	0.09
18	камбала	31	2062	0.11	0.04
19		47	2380	0.00	0.01
20		60	2180	- 0.06	0.01

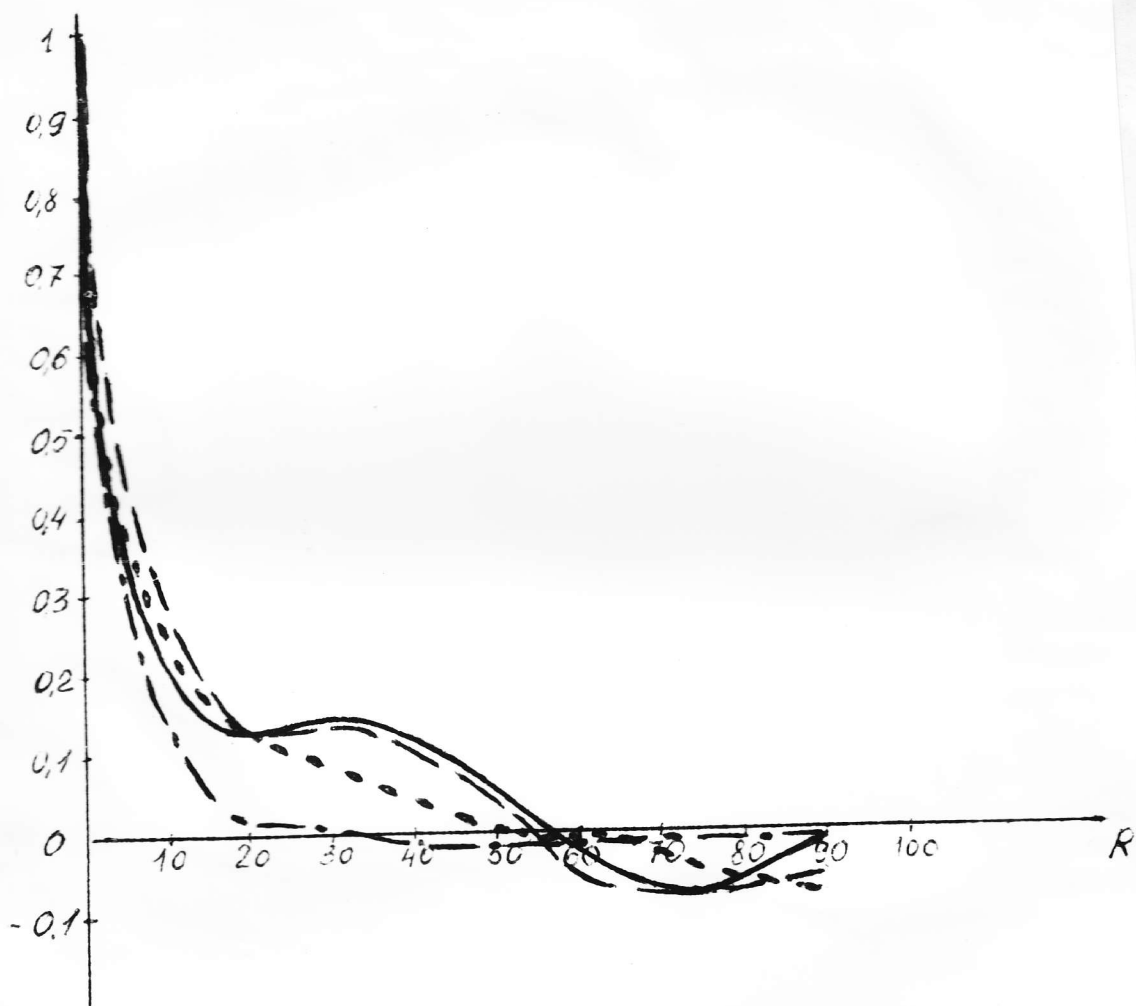


Рисунок 2.6. Корреляционные функции полей серебристого хека, желтохвостой камбалы, кальмара и малого ската по данным траловых съемок советских судов.

- - серебристый хек ;
- - желтохвостая камбала ;
- - кальмар ;
- . - . - акула - катран.

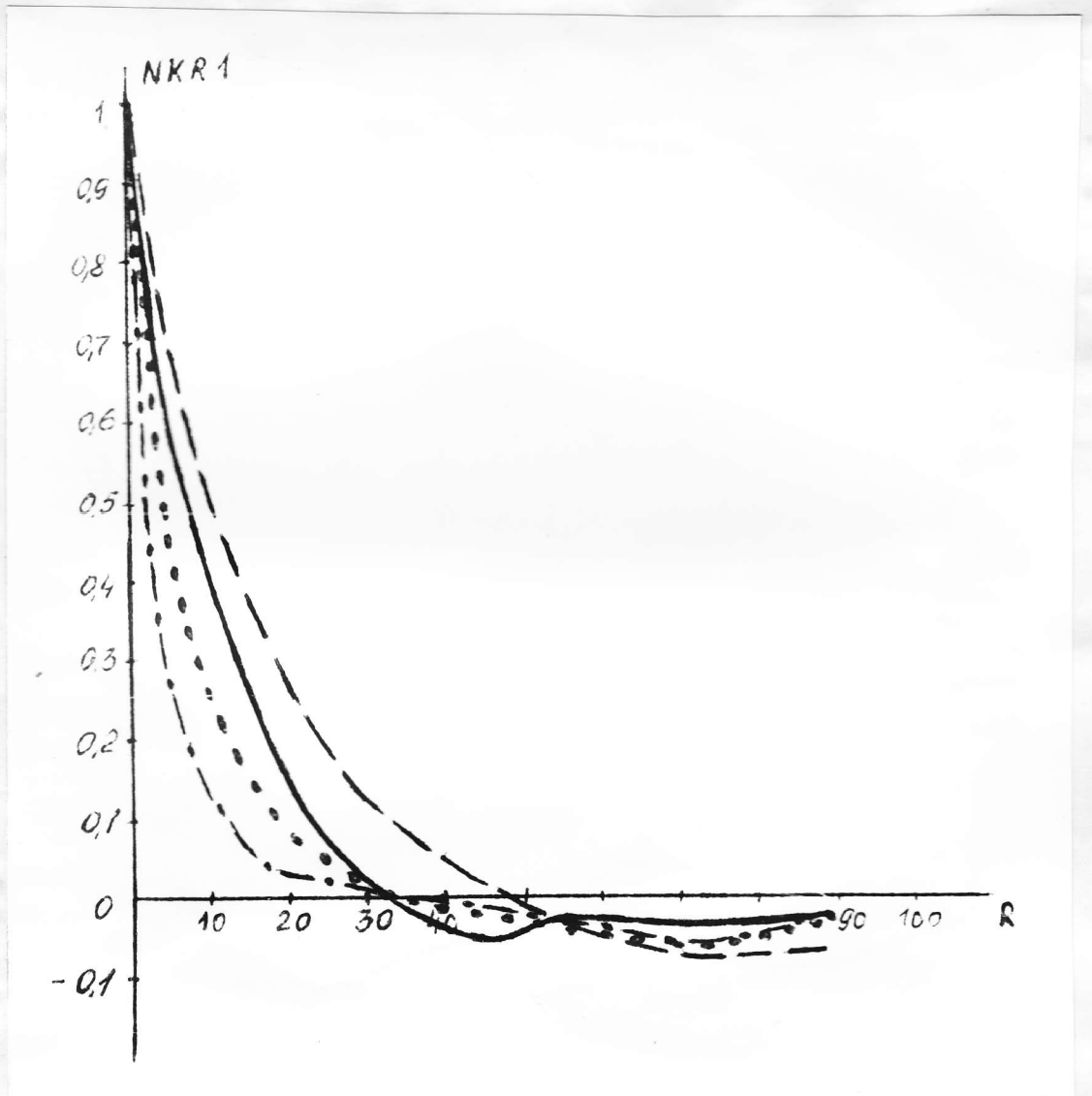


Рисунок 2.7. Корреляционные функции полей серебристого хека, камбалы, кальмара и малого ската по данным траловых съемок американских судов.

- - серебристый хек ;
- - желтохвостая камбала ;
- - кальмар ;
- . - . - . - акула-катран.

Общая характеристика этих кривых - резкий спад на второй - третьей градации расстояния. На всех остальных интервалах расстояний корреляционные функции практически равны нулю.

Таковыми же свойствами обладают корреляционные функции общего вылова и вылова зубана за траление в районе ЮВА. Эти графики представлены на рисунке 2.8, а их значения и точность определения - в таблице 2.12. Эти корреляционные функции вычислены с большей точностью, чем для видов района банки Джорджес, так как использована выборка большего объема.

Проведенные расчеты показывают, что значения корреляционных функций на расстояниях 10 - 15 км. практически равны нулю, поэтому их использование в алгоритмах объективного анализа полей распределения нецелесообразно. В то же время, отсутствие корреляции между значениями поля распределения промысловых объектов на расстояниях, соизмеримых с расстояниями между траловыми станциями, позволяет считать все наблюдения случайными и не связанными между собой. Поэтому, траловая съемка, выполняемая любым методом, включая и съемки по регулярной сети станций, может рассматриваться как съемка по принципу простого случайного отбора. А это в свою очередь означает, что оценить точность индексов численности можно стандартными методами математической статистики.

Представляется важным проверить этот вывод на массовом материале наблюдений, в различных районах океана, для различных видов рыб.

Комплекс программ В.И.Беляева и А.А.Лидрюченко вполне работоспособен, а применение его для задач рыбохозяйственных исследований весьма перспективно.

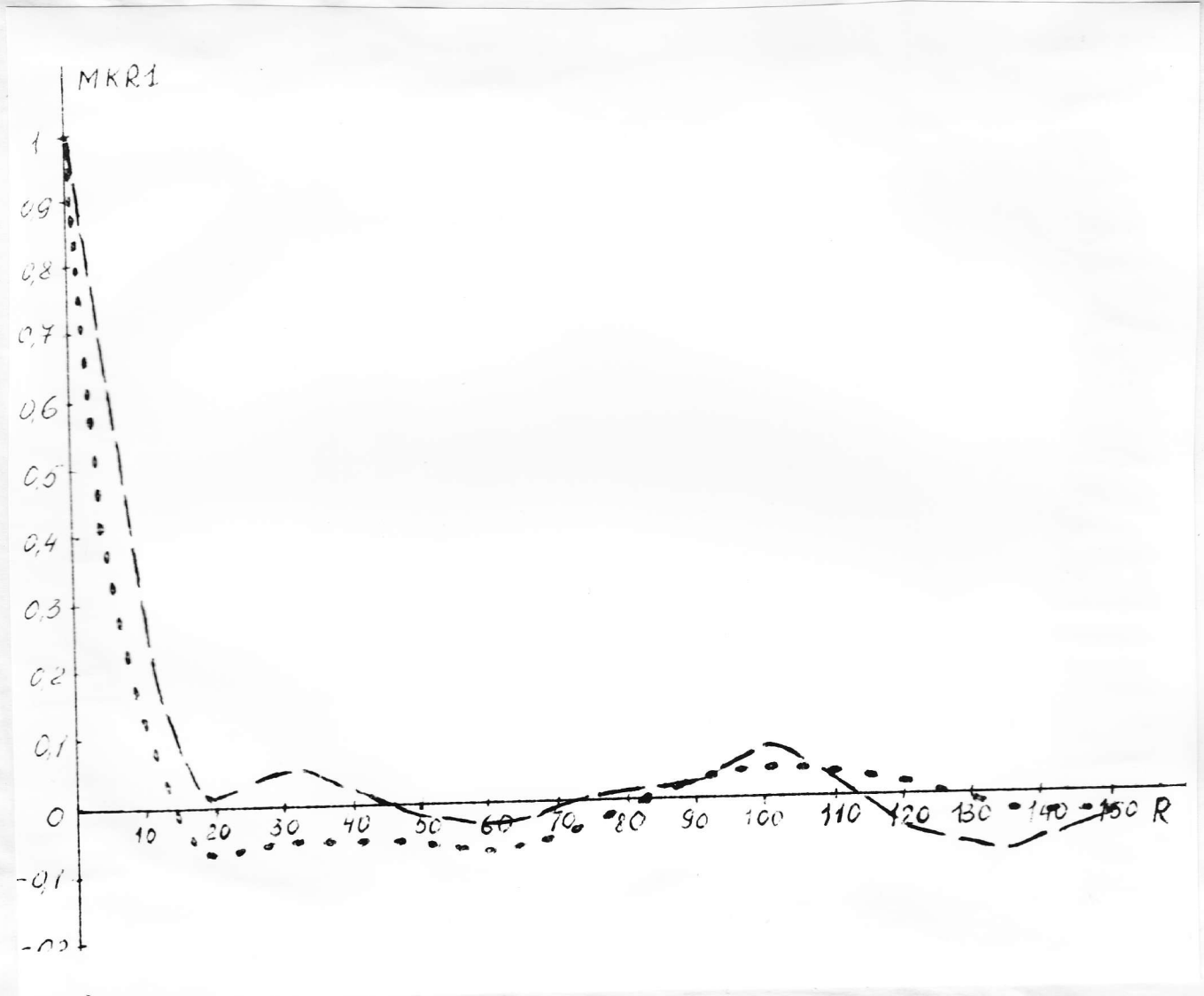


Рисунок 2.8. Корреляционные функции полей общего вылова и вылова зубана за траление по данным траловых съемок в районе ЮВА.

— - общий вылов ;
- - - вылов зубана.

Т а б л и ц а 2.12.

Значения корреляционных функций полей
общего вылова и вылова зубана по дан-
ным траловых съемок в районе ЮВА

№ п/п	В и д (показатель)	Среднее расстояние интервала	Количес- тво точек	Нормирован- ная корреля- ционная функция	Средне- квадрати- ческая ошибка
1	общий	0	-	1.00	-
2	вылов	19.3	437	0.01	0.04
3		31.5	752	0.05	0.03
4		45.8	894	- 0.01	0.03
5		59.5	845	- 0.03	0.03
6		75.3	785	0.01	0.03
7		89.8	781	0.03	0.03
8		104.2	699	0.08	0.03
9	зубан	0	-	1.00	-
10		19.3	437	- 0.07	0.05
11		31.5	752	- 0.05	0.03
12		45.8	894	- 0.06	0.02
13		59.5	845	- 0.07	0.03
14		75.3	785	- 0.03	0.03
15		89.8	781	- 0.03	0.02
16		104.2	699	- 0.05	0.03

3. ОПИСАНИЕ АЛГОРИТМОВ НЕКОТОРЫХ МОДЕЛЕЙ " ЗАПАС - ПОПОЛНЕНИЕ "

3.1. Алгоритм определения параметров кривой Кушинга

Зависимость величины пополнения от численности родительского стада, рассматриваемая Кушингом [11], имеет следующий вид:

$$R_i = k p_i^b \quad (3.1)$$

где R_i - пополнение ;
 p_i - запас ;
 k, b - параметры зависимости.

Нелинейное уравнение (3.1) приводится к линейному, имеющему вид

$$y_i = a + b x_i \quad (3.2)$$

где

$$y_i = \ln R_i$$

$$a = \ln k$$

$$x_i = \ln p_i$$

\hat{a} и \hat{b}

Оценки параметров линейной зависимости (3.2) находятся по формулам

$$\hat{a} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i - \frac{\hat{b}}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.3)$$

$$\hat{b} = \frac{n \sum_{i=1}^n y_i x_i - \sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n x_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \quad (3.4)$$

Определяется точность оценок параметров уравнения (3.2), используя критерий Стьюдента с доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ и числом степеней свободы $n-2$.

Входная информация представляет собой ряд значений p_i и соответствующий ряд значений R_i ($i=1,2,\dots,n$).

Сводный перечень обрабатываемой информации приведен в таблице 3.1. Образец формы входной информации приведен в таблице 3.2.

3.2. Алгоритм определения параметров кривой Чепмена

Чепменом [12] предложено уравнение, связывающее величину запаса и пополнения в виде

$$R_i = A p_i^{3/2} - B p_i^2 \quad (3.5)$$

где R_i - пополнение ;
 A, B - параметры зависимости ;
 p_i - родительский запас.

Приведем уравнение (3.5) к линейному виду получим

$$y_i = A - B x_i \quad (3.6)$$

где

$$y_i = \frac{R_i}{p_i^{3/2}}$$

$$x_i = p_i^{1/2}$$

Оценки параметров линейной зависимости (3.6) \hat{A} и \hat{B} находятся по формулам

$$\hat{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i + \frac{\hat{B}}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.7)$$

$$\hat{B} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n x_i - n \sum_{i=1}^n y_i x_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \quad (3.8)$$

Определяется точность оценок параметров уравнения (3.6), используя критерий Стьюдента с доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ и числом степеней свободы $n-2$.

Входная информация представляет собой ряд значений p_i и соответствующий ряд значений R_i ($i = 1, 2, \dots, n$).

Сводный перечень обрабатываемой информации приведен в таблице 3.1. Образец формы входной информации приведен в таблице 3.2. Образец формы выходной информации приведен в таблице 3.5.

3.3. Алгоритм определения параметров кривой Макфаддена

3.3.1. Первый вариант алгоритма. Уравнение, предложенное Макфадденом [13], для определения числа выживших особей от первоначального количества икры имеет вид

$$R_i = \alpha E_i - \beta E_i^2 \gamma_i \quad (3.9)$$

где R_i - число выживших особей молоди ;
 E_i - первоначальное количество икры ;
 γ_i - плотность ювенальных особей ;
 α, β - параметры зависимости.

Предполагая зависимость плотности ювенальных особей от количества икры в виде пропорциональной зависимости

$$\gamma_i = k E_i \quad (3.10)$$

где $k = \text{const}$
 можно уравнение (3.9) привести к линейному виду следующим образом

$$y_i = a - b z_i \quad (3.11)$$

где $y_i = \frac{R_i}{E_i}$

$$z_i = E_i^2$$

$$b = \beta k$$

$$a = \alpha$$

Оценки параметров линейной зависимости (3.11)
 \hat{a}, \hat{b} находятся по формулам:

$$\hat{a} = \frac{1}{n} + \frac{\hat{b}}{n} \sum_{i=1}^n z_i \quad (3.12)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n z_i - n \sum_{i=1}^n y_i z_i}{n \sum_{i=1}^n z_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n z_i \right)^2} \quad (3.13)$$

Определяется точность оценок параметров уравнения (3.11), используя критерий Стьюдента с доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ и числом степеней свободы $n-2$.

Входная информация представляет собой ряд значений E_i и соответствующий ряд значений $R_i (i=1, 2, \dots, n)$. Сводный перечень обрабатываемой информации приведен в таблице 3.1. Образец формы входной информации приведен в таблице 3.3. Образец формы выходной информации приведен в таблице 3.6.

3.3.2. Второй вариант алгоритма. При наличии данных по плотности ювенальных особей уравнение (3.9) можно привести к линейному виду следующим образом

$$y_i = \alpha X_{1i} - \beta X_{2i} \quad (3.14)$$

где

$$y_i = \frac{R_i}{E_i^2}$$

$$X_{1i} = \frac{1}{E_i}$$

$$X_{2i} = Y_i$$

Оценки параметров линейной зависимости (3.14) $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ находятся по формулам

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^n X_{2i} y_i \sum_{i=1}^n X_{1i} X_{2i} - \sum_{i=1}^n X_{1i} y_i \sum_{i=1}^n X_{2i}^2}{\sum_{i=1}^n (X_{1i} X_{2i})^2 - \sum_{i=1}^n X_{1i}^2 \sum_{i=1}^n X_{2i}^2} \quad (3.15)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\hat{\alpha} \sum_{i=1}^n X_{1i}^2 - \sum_{i=1}^n X_{1i} y_i}{\sum_{i=1}^n X_{1i} X_{2i}} \quad (3.16)$$

3.4. Результаты опытных расчетов

По приведенным выше четырем алгоритмам были разработаны программы для ЭВМ ЕС 2 - 1033 на языке ФОРТРАН IV.

Программы и соответствующая техническая документация находятся в фонде алгоритмов и программ Атлант Н И Р О.

Опытные расчеты по моделям Кушинга, Чепмена были проведены с использованием данных по мерлангу Северо - Восточной Атлантики за 16 лет. Результаты расчетов приведены в таблицах 3.4 - 3.5. Расчет по первому варианту алгоритма модели Макфаддена проведен на основании гипотетического примера. В качестве исходной информации для расчетов по второму варианту алгоритма модели Макфаддена были взяты данные по мерлангу Северо - Восточной Атлантики. Результаты расчетов приведены в таблице 3.6.

Т а б л и ц а 3.2.

Исходная информация для подбора параметров моделей "запас - пополнение" Кушинга, Чепмена (мерланг , район СВА)

Г о д	: Численность родитель- :ского стада (10^8)	: Величина попол- :нения (10^8)
I	4,735	8,132
2	6,017	14,954
3	4,769	3,551
4	8,009	6,800
5	13,432	7,747
6	10,582	9,754
7	10,371	26,090
8	8,085	8,599
9	9,488	7,769
10	20,808	8,486
11	10,765	17,822
12	5,304	23,367
13	7,216	16,312
14	11,684	23,924
15	17,607	9,654
16	11,262	11,977

Т а б л и ц а 3.3.

Исходная информация для подбора параметров модели "запас - пополнение" Мак-Ладдена

Г о д	: Численность родитель- ского стада ($Ю^{I2}$)	: Величина попол- нения ($Ю^{I2}$)
1	1,460	0,008
2	0,690	0,26
3	0,560	0,007
4	1,570	4,06
5	0,600	0,004
6	0,630	0,006
7	0,360	0,37
8	0,790	0,37
9	1,960	1,40
10	0,590	0,14

Т а б л и ц а 3.4.

Результаты расчетов по модели Кушинга

Оценки параметров		:	Критерий Фишера	
K	:	β	:	F
8,680	:	0,115	:	0,993

Т а б л и ц а 3.5.

Результаты расчетов по модели Чепмена

Оценки параметров		:	Критерий Фишера	
A	:	B	:	F
1,806	:	0,408	:	0,634

Т а б л и ц а 3.6.

Результаты расчетов по модели Макфаддена

Оценки параметров		:	Критерий Фишера	:	Оценки параметров		:	Критерий Фишера				
α	:	β	:	F	:	α	:	β	:	F		
-0,195	:	-0,532	:	10^8	:	1,168	:	0,049	:	-0,045 10^{-5}	:	0,4

4. АЛГОРИТМ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПАРАМЕТРОВ ДВУХВИДОВОЙ МОДЕЛИ ШЕФЕРА

4.1. Описание модели и ее свойств

В модели рассматривается влияние биологического взаимодействия между видами на оценку величины общего вылова в условиях смешанного промысла.

Если два запаса имеют кривые вылова параболической формы, соответствующие уравнению Шефера, то результирующие кривые уравновешенного общего вылова имеют форму эллипсов при условии, что графики строятся по промысловой смертности для каждого вида [14].

Неустойчивое состояние системы по модели Шефера определяется следующим уравнением [15]:

$$\frac{1}{P} \frac{dP}{dt} = b - ap - qf \quad (4.1)$$

Включив в уравнение влияние взаимодействия 2-ой популяции с биомассой Z , получим выражение:

$$\begin{aligned} \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} &= b - ap \pm cz - qf \\ \frac{1}{Z} \frac{dZ}{dt} &= \hat{b} - \hat{a}z \pm \hat{c}P - \hat{q}\hat{f} \end{aligned} \quad (4.2)$$

где величины (a, c, f) обозначают параметры и промысловые усилия для запаса P , а величины $(\hat{a}, \hat{c}, \hat{f})$ — для запаса Z .

Если оба запаса находятся в состоянии равновесия, то

$$\frac{dP}{dt} = \frac{dZ}{dt} = 0 \quad (4.3)$$

тогда

$$\begin{aligned} b - ap \pm cz - qf &= 0 \\ \hat{b} - \hat{a}z \pm \hat{c}P - \hat{q}\hat{f} &= 0 \end{aligned} \quad (4.4)$$

где знаки коэффициентов c и \hat{c} либо оба положительные в случае отражения в модели состояния конкуренции или соответственно отрицательные и положительные, в случае отражения в модели состояния хищник — жертва. В случае, если

знаки при c и \hat{c} положительные, то из уравнений (4.4) следует:

$$\begin{aligned} v\rho - a\rho^2 - c\rho r &= qf\rho \\ \hat{v}\tau - \hat{a}\tau^2 - \hat{c}\tau r &= \hat{q}\hat{f}\tau \end{aligned} \quad (4.5)$$

тогда общий вылов равен:

$$Y_{\text{об.}} = Y(\rho) + Y(\tau) = qf\rho + \hat{q}\hat{f}\tau \quad (4.6)$$

$$Y_{\text{об.}} = -a\rho^2 - a\tau^2 - (c + \hat{c})\tau\rho + v\rho + \hat{v}\tau \quad (4.7)$$

Таким образом, кривые общего вылова имеют форму эллипсов с основной осью, наклоненной к оси размеров популяции.

Из уравнения (4.4) следует:

$$\rho = \frac{\hat{a}(v - qf) - c(\hat{v} - \hat{q}\hat{f})}{a\hat{a} - c\hat{c}} \quad (4.8)$$

$$\tau = \frac{a(\hat{v} - \hat{q}\hat{f}) - \hat{c}(v - qf)}{a\hat{a} - c\hat{c}} \quad (4.9)$$

а также:

$$\begin{aligned} a\rho &= v - c\tau - F(\rho) \\ \hat{a}\tau &= \hat{v} - \hat{c}\rho - F(\tau) \end{aligned} \quad (4.10)$$

При условии, что

$$\begin{aligned} v - c\tau - F(\rho) &\geq 0 \\ \hat{v} - \hat{c}\rho - F(\tau) &\geq 0 \end{aligned} \quad (4.11)$$

Из уравнений (4.8), (4.9), (4.11)

следует

$$\begin{aligned} a\hat{a}(v - F(\rho)) - c\hat{a}(\hat{v} - F(\tau)) &\geq 0 \\ a\hat{a}(\hat{v} - F(\tau)) - \hat{c}a(v - F(\rho)) &\geq 0 \end{aligned} \quad (4.12)$$

Неравенства (4.12) позволяют определить границы районов смешанного и целевых промыслов.

Уравнение прямой, ограничивающей район, в котором биомасса одного из видов, например ρ , равна нулю, имеет вид:

$$a\hat{a}v - a\hat{a}F(\rho) - c\hat{a}\hat{v} + c\hat{a}F(\tau) = 0 \quad (4.13)$$

Координаты точек пересечения данной прямой с осями координат определяются по формулам:

$$F(p) = -\frac{c\hat{a}\hat{b} - a\hat{a}\hat{b}}{a\hat{a}} ; F(z) = 0 \quad 45$$

$$F(z) = \frac{c\hat{a}\hat{b} - a\hat{a}\hat{b}}{c\hat{a}} ; F(p) = 0 \quad (4.14)$$

Уравнение прямой, ограничивавшей район, в котором биомасса другого вида равна нулю, имеет вид:

$$\hat{a}\hat{a}(\hat{b} - F(z)) - c\hat{a}(\hat{b} - F(p)) = 0 \quad (4.15)$$

Координаты точек пересечения данной прямой с осями координат определяются по формуле:

$$F(p) = \frac{\hat{c}\hat{a}\hat{b} - a\hat{a}\hat{b}}{\hat{c}\hat{a}} ; F(z) = 0 \quad (4.16)$$

$$F(z) = -\frac{\hat{c}\hat{a}\hat{b} - a\hat{a}\hat{b}}{a\hat{a}} ; F(p) = 0$$

Уравнения выловов для каждого вида при целевом промысле равны:

$$Y(p) = \frac{\hat{b}}{a} F(p) - \frac{1}{a} F^2(p) \quad (4.17)$$

$$Y(z) = \frac{\hat{b}}{\hat{a}} F(z) - \frac{1}{\hat{a}} F^2(z)$$

Оптимальные значения коэффициентов промысловой смертности при целевом промысле равны:

$$F(p)_{\text{opt}} = \frac{\hat{b}}{2} \quad (4.18)$$

$$F(z)_{\text{opt}} = \frac{\hat{b}}{2}$$

Оптимальные значения выловов при целевом промысле определяются по формулам:

$$Y(p)_{\text{opt}} = \frac{\hat{b}^2}{4a} \quad (4.19)$$

$$Y(z)_{\text{opt}} = \frac{\hat{b}^2}{4\hat{a}}$$

Для оценки величины вылова при смешанном промысле из уравнений (4.8) и (4.9) определяются функции запаса биомассы по двум видам в зависимости от коэффициентов промысловой смертности:

$$P = \frac{c\hat{v} - \hat{a}v}{c\hat{c} - a\hat{a}} + \frac{\hat{a}}{c\hat{c} - a\hat{a}} F(P) - \frac{c}{c\hat{c} - a\hat{a}} F(z) \quad (4.20)$$

$$z = \frac{\hat{c}v - a\hat{v}}{c\hat{c} - a\hat{a}} - \frac{c}{c\hat{c} - a\hat{a}} F(P) + \frac{a}{c\hat{c} - a\hat{a}} F(z)$$

Представив выражения для P и z из уравнений (4.20) в уравнение (4.7) получим выражение для оценки величины общего вылова для смешанного промысла в зависимости от коэффициентов промысловой смертности исследуемых видов:

$$Y_{об.} = AF^2(P) + \hat{A}F^2(z) + CF(P) \cdot F(z) + BF(P) + \hat{B}F(z) \quad (4.21)$$

где коэффициенты $A, \hat{A}, C, B, \hat{B}$ определяются по формулам:

$$A = \frac{\hat{a}}{c\hat{c} - a\hat{a}}$$

$$\hat{A} = \frac{a}{c\hat{c} - a\hat{a}}$$

$$C = -\frac{c + \hat{c}}{c\hat{c} - a\hat{a}} \quad (4.22)$$

$$B = \frac{c\hat{v} - \hat{a}v}{c\hat{c} - a\hat{a}}$$

$$\hat{B} = \frac{\hat{c}v - a\hat{v}}{c\hat{c} - a\hat{a}}$$

Координаты центра эллипсов, представляющие собой оптимальные значения коэффициентов промысловой смертности для смешанного промысла двух видов определяются по формулам:

$$F(P)_{opt} = \frac{C\hat{B} - 2\hat{A}B}{4A\hat{A} - C^2} \quad (4.23)$$

$$F(z)_{opt} = \frac{CB - 2A\hat{B}}{4A\hat{A} - C^2}$$

Величина общего максимального уравновешенного вылова в условиях смешанного промысла при соответствующих оптимальных значениях коэффициентов промысловой смертности определяется выражением:

$$Y_{\text{опт}} = AF^2(P)_{\text{опт}} + CF(P)_{\text{опт}} \cdot F(r)_{\text{опт}} + \hat{A}F^2(r)_{\text{опт}} + BF(P)_{\text{опт}} + \hat{B}F(r)_{\text{опт}} \quad (4.24)$$

Таким образом, для оценки параметров двухвидовой модели Шефера необходимо определить коэффициенты следующих равновесных уравнений выловов для двух исследуемых запасов рыб:

$$\begin{aligned} b - ap - cr - F(P) &= 0 & (4.25) \\ \hat{b} - \hat{a}r - \hat{c}p - F(r) &= 0 \end{aligned}$$

4.2. Алгоритм определения параметров модели

Исходными данными для оценки параметров равновесных уравнений выловов (4.25) для двух видов рыб являются следующие величины:

- выловы по возрастным группам за ряд лет ;
- средний вес рыб по возрастным группам ;
- коэффициент естественной смертности ;
- коэффициент промысловой смертности для старшей возрастной группы.

4.2.1.С помощью метода виртуальной популяции оцениваются величины запаса биомассы по годам промысла:

$$\begin{aligned} P_i &= \sum_{j=1}^{N_1} P_{ij} \\ R_i &= \sum_{j=1}^{N_2} R_{ij} \end{aligned} \quad (4.26)$$

где P_{ij}, R_{ij} - запасы биомассы по каждой возрастной группе j в год i для данного вида рыбы ;

P_i, R_i - запасы биомассы по двум видам рыб в год i ;

N_1, N_2 - количество возрастных групп.

4.2.2. Определяются величины выловов в весовых единицах для вида рыбы P и вида рыбы R в год i

$$C_i(P) = \sum_{j=1}^{N_1} N_{1ij} \cdot m_{1j} \quad (4.27)$$

$$C_i(R) = \sum_{j=1}^{N_2} N_{2ij} \cdot m_{2j}$$

где N_{1ij}, N_{2ij} - выловы по возрастным группам;

m_{1j}, m_{2j} - масса рыб по возрастным группам.

4.2.3. Определяются коэффициенты промысловой смертности по годам промысла для двух видов рыб:

$$F_i(P) = \frac{C_i(P)}{P_i} \quad F_i(R) = \frac{C_i(R)}{R_i} \quad (4.28)$$

4.2.4. По данным о запасе биомассы в год $(i+1)$, коэффициентам промысловой смертности для одного вида рыбы и запасу биомассы другого вида в год i , определяются регрессионные зависимости типа

$$\begin{aligned} P_{i+1} &= \alpha_1 R_i + \beta_1 F_i(P) + \gamma_1 \\ R_{i+1} &= \alpha_2 P_i + \beta_2 F_i(R) + \gamma_2 \end{aligned} \quad (4.29)$$

с использованием формул для вычисления коэффициентов уравнения регрессии вида:

$$Z = \alpha X + \beta Y + \gamma \quad (4.30)$$

при условии, что по уравнениям (4.29)

Z - соответствует величинам P_{i+1}, R_{i+1} ;

X - соответствует величинам R_i, P_i ;

Y - соответствует величинам $F_i(P), F_i(R)$.

4.2.5. Определяются средние квадратические отклонения по формулам:

$$\begin{aligned} \sigma_x &= \sqrt{\overline{x^2} - (\bar{x})^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i^2}{n-1} - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i}{n-1}\right)^2} \\ \sigma_y &= \sqrt{\overline{y^2} - (\bar{y})^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} y_i^2}{n-1} - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n-1} y_i}{n-1}\right)^2} \end{aligned} \quad (4.31)$$

$$\sigma_z = \sqrt{z^2 - (\bar{z})^2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} z_{i+1}^2}{n-1} - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n-1} z_{i+1}}{n-1}\right)^2}$$

4.2.6. Определяются коэффициенты корреляции:

$$r_{xy} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i y_i}{n-1} - \frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i}{n-1} \frac{\sum_{i=1}^{n-1} y_i}{n-1}}{\sigma_x \sigma_y}$$

$$r_{xz} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i z_{i+1}}{n-1} - \frac{\sum_{i=1}^{n-1} x_i}{n-1} \frac{\sum_{i=1}^{n-1} z_{i+1}}{n-1}}{\sigma_x \sigma_z}$$

$$r_{yz} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} y_i z_{i+1}}{n-1} - \frac{\sum_{i=1}^{n-1} y_i}{n-1} \frac{\sum_{i=1}^{n-1} z_{i+1}}{n-1}}{\sigma_y \sigma_z} \quad (4.32)$$

4.2.7. Определяется выборочный совокупный коэффициент корреляции:

$$K = \sqrt{\frac{r_{xz}^2 - 2r_{xy} r_{xz} r_{yz} + r_{yz}^2}{1 - r_{xy}^2}} \quad (4.33)$$

4.2.8. Определяются коэффициенты регрессионных зависимостей (4.29) по формулам:

$$\alpha = \frac{r_{xz} - r_{yz} \cdot r_{xy}}{1 - r_{xy}^2} \frac{\sigma_z}{\sigma_x}$$

$$\beta = \frac{r_{yz} - r_{xz} \cdot r_{xy}}{1 - r_{xy}^2} \frac{\sigma_z}{\sigma_y} \quad (4.34)$$

$$y = \bar{z} - \alpha \bar{x} - \beta \bar{y}$$

4.2.9. Определяются параметры уравнений вылова:

$$\begin{aligned} b^* &= -\frac{\gamma_1}{\beta_1} & \hat{b}^* &= -\frac{\gamma_2}{\beta_2} \\ a^* &= \frac{1}{\beta_1} & \hat{a}^* &= \frac{1}{\beta_2} \\ c^* &= -\frac{\alpha_1}{\beta_1} & \hat{c}^* &= -\frac{\alpha_2}{\beta_2} \end{aligned} \quad (4.35)$$

4.2.10. Вводятся обозначения:

$$\begin{aligned} b &= b^* & \hat{b} &= \hat{b}^* \\ a &= |a^*| & \hat{a} &= |\hat{a}^*| \\ c &= -(c^*) & \hat{c} &= -(\hat{c}^*) \end{aligned} \quad (4.36)$$

4.2.11. Определяются координаты точек пересечения прямых, ограничивающих районы смешанного и целевых промыслов, с осями координат:

$$\begin{aligned} F^*(P) &= -\frac{c\hat{a}b - a\hat{a}\hat{b}}{a\hat{a}} & F(R) &= 0 \\ F^*(R) &= \frac{c\hat{a}b - a\hat{a}\hat{b}}{ca} & F(P) &= 0 \quad (4.37) \\ F^{**}(P) &= \frac{\hat{c}\hat{a}b - a\hat{a}\hat{b}}{\hat{c}\hat{a}} & F(R) &= 0 \\ F^{**}(R) &= -\frac{\hat{c}\hat{a}b - a\hat{a}\hat{b}}{a\hat{a}} & F(P) &= 0 \end{aligned}$$

4.2.12. Определяются оптимальные значения коэффициентов промысловой смертности по формулам (4.18) и оптимальные значения выловов при целевом промысле по формулам (4.19).

4.2.13. Если $F^*(P) > 0$, то для вида рыбы P при значениях $F_k(P)$ от 0,01 до $F^*(P)$ с шагом 0,01 определяется величина вылова по уравнению:

$$Y_k(P) = \frac{b}{a} F_k(P) - \frac{1}{a} F_k^2(P) \quad (4.38)$$

Для вида R при значениях $F_t(R)$ от 0,01 до 1 с шагом 0,01 величина вылова рассчитывается по уравнению:

$$Y_t(R) = \frac{b}{a} F_t(R) - \frac{1}{a} F_t^2(R) \quad (4.39)$$

Если $F^*(P) \leq 0$, то величина вылова $Y_k(P)$ рассчитывается по уравнению (4.38) при значениях $F_k(P)$ от 0,01 до 1 при тех же значениях $F_t(R)$.

4.2.14. Определяются коэффициенты уравнения общего вылова по формулам (4.22) и оптимальные значения коэффициентов промысловой смертности при смешанном промысле двух запасов по формулам (4.23).

4.2.15. При оптимальных значениях коэффициентов промысловой смертности определяется величина общего максимального уравновешенного вылова в условиях смешанного промысла по формуле (4.24).

4.2.16. Если $F(P)^{**} > 0$ и $F^*(P) \geq 0$, то для значений $F_k(R)$, изменяющихся от 0,01 до 1 с шагом 0,01 и для значений $F_i(P)$, изменяющихся в промежутке от $F^{**}(P)$ до $F^*(P)$ с шагом 0,01, рассчитываются:

$$F_k(R) = 0,01 k$$

$$F_i(P) = F^{**}(P) + 0,01 i \quad (4.40)$$

$$Y_{ik} = AF_i^2(P) + CF_i(P)F_k(R) + \hat{A}F_k^2(R) + BF_i(P) + \hat{B}F_k(R) \quad (4.41)$$

4.2.17. Если условие не выполняется, то и изменяются в промежутке от 0,01 до 1 и в уравнении (4.40) принимается равным нулю.

4.3. Результаты опытных расчетов

Пример взаимодействующего смешанного промысла для южно - африканской сардины и анчоуса приведен в статье Ноуна и Хорриса [16].

Используя данные по выловам сардины за 1950 - 1972 гг. и анчоуса за 1964 - 1972 гг., были рассчитаны величины запаса биомассы для данных видов по годам промысла и оценены регрессионные зависимости вида (4.29)

$$\begin{aligned} P_{i+1} &= 3000 - A_i - 7000 F_i(P) \\ A_{i+1} &= 1100 - 0,5P_i - 1000 F_i(A) \end{aligned} \quad (4.42)$$

Тогда уравнения равновесного вылова при смешанном промысле могут быть представлены следующим образом:

$$\begin{aligned} 0,43 - 0,000143P - 0,000143A - F(P) &= 0 \\ 1,1 - 0,001A & \end{aligned} \quad (4.43)$$

где P - запас сардины ;
 A - запас анчоуса ;
 $F(P), F(A)$ - коэффициенты промысловой смертности сардины и анчоуса.

Значения коэффициентов равновесных уравнений выловов представлены в таблице 4.1.

Т а б л и ц а 4.1.

Значения коэффициентов равновесных уравнений выловов

Для сардины			:	Для анчоуса		
b	a	c	:	\hat{b}	\hat{a}	\hat{c}
0,43	$1,43 \cdot 10^{-4}$	$1,43 \cdot 10^{-4}$:	1,1	0,001	$0,5 \cdot 10^{-3}$

На основе полученных коэффициентов равновесных уравнений выловов определяются районы целевых и смешанного промыслов, представленные на рисунке 4.1.

Величины выловов и соответствующие им значения коэффициентов промысловой смертности для сардины и анчоуса при целевом промысле представлены на таблицах 4.2 и 4.3.

Величины выловов при соответствующих значениях коэффициентов промысловой смертности в смешанном промысле представлены в таблице 4.4.

Т а б л и ц а 4.2.

Значения выловов сардины при целевом промысле

	Значение коэффициента $F(P)$							
	0,037	0,083	0,113	0,158	0,21	0,272	0,317	0,347
Значение вылова х 103 т.	101	201	250	300	322	300	250	201

Т а б л и ц а 4.3.

Значения выловов анчоуса при целевом промысле

	Значение коэффициента $F(A)$							
	0,1	0,23	0,32	0,5	0,55	0,6	0,78	0,87
Значения вылова х 103 т.	100	200	249	300	302	300	249	200

Т а б л и ц а 4.4.

Величина общего вылова при смешанном
промысле сардины и анчоуса

Значения коэффициентов промысловой смертности														
$F(P):F(A)$		$F(P):F(A)$		$F(P):F(A)$		$F(P):F(A)$		$F(P):F(A)$		$F(P):F(A)$				
0,22	0,05	0,23	0,05	0,25	0,1	0,27	0,15	0,21	0,2	0,24	0,2	0,25	0,37	
Значения вылова		:		:		:		:		:		:		
x	10 т	215	:	195	:	202	:	208	:	320	:	299	:	339

Необходимо отметить, что при данных коэффициентах равновесных уравнений выловов, выражающих биологическое взаимодействие между видами, район смешанного промысла является довольно узким.

Для такого промысла общая максимальная добыча $Y_{об.} = 339$ тыс. т. только немного выше, чем добыча целевым промыслом (320 тыс. т. сардины и 302 тыс. т. анчоуса). Это свидетельствует о том, что влияние биологического взаимодействия видов сокращает общую максимальную устойчивую добычу для системы до уровня значительно ниже суммы максимальной устойчивой добычи отдельных видов. Степень такого сокращения является функцией степени взаимодействия видов. Это показано на примере исследования модифицированных равновесных уравнений выловов (4.43), в которых величины коэффициентов, отражающих взаимодействие между видами (c, \hat{c}), сокращены на порядок.

Уравнения выловов тогда принимает вид:

$$\begin{aligned} 0,43 - 0,000143P - 0,0000143A - F(P) &= 0 \\ 1,1 - 0,001A - 0,00005P - F(A) &= 0 \end{aligned} \quad (4.44)$$

На рисунке 4.2 представлены границы районов промысла, величины выловов и соответствующие коэффициенты промысловой смертности, характеризующие данный тип взаимодействия между видами. В этом случае район смешанного промысла значительно расширен, а кривые общего вылова становятся концентрическими эллипсами, оси которых почти параллельны оси координат.

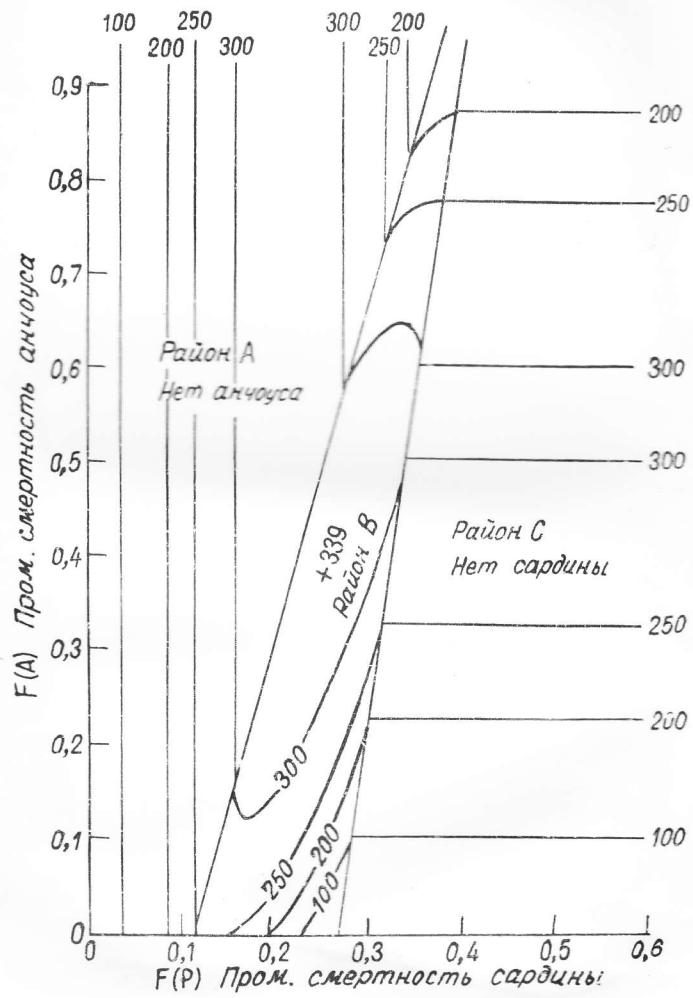


Рисунок 4.1. Контуры общего вылова в зависимости от коэффициентов промышленной смертности сардины и анчоуса в случае наличия биологического взаимодействия между видами

В районах целевого промысла значения общего вылова будут такими же как и в первом случае, поскольку параметры \hat{b}, \hat{a} в уравнениях не изменились.

Оптимальные значения коэффициентов промысловой смертности в районе смешанного промысла равны:

$$F(P)_{\text{opt}} = 0,22$$

$$F(A)_{\text{opt}} = 0,52$$

Максимальное значение общего вылова составляет 576 тыс. т., что гораздо ближе к сумме оценок максимальных уравновешенных выловов при целевом промысле сардины и анчоуса (622 тыс. т.).

На рисунке 4.3. представлен случай, характеризующий промежуточную ситуацию между указанными выше.

Функции добычи описываются уравнениями:

$$0,43 - 0,000143P - 0,000118A - F(P) = 0 \quad (4.45)$$

$$1,1 - 0,001A - 0,000266P - F(A) = 0$$

Оптимальные значения коэффициентов промысловой смертности равны $F(P)_{\text{opt}} = 0,24$, $F(A)_{\text{opt}} = 0,47$, а общий максимальный уравновешенный вылов составляет 415 тыс. т.

В данном случае район смешанного промысла занимает промежуточные размеры между двумя указанными выше случаями.

Промысел, характеризующий взаимодействие хищника и жертвы, когда сардина является гипотетическим хищником для анчоуса представлен на рисунке 4.4.

Функции добычи описываются уравнениями:

$$0,43 - 0,000143P + 0,000118A - F(P) = 0 \quad (4.46)$$

$$1,1 - 0,001A - 0,000266P - F(A) = 0$$

При такой ситуации общая форма кривых и размер добычи более соответствует графикам на рисунке 4.2, чем на рисунке 4.3. Кривые эллипсов, характеризующие размеры общей добычи меньше наклонены к координатным осям. Общий максимальный вылов составляет 523 тыс. т., что также ближе к оценке при менее выраженном взаимодействии видов.

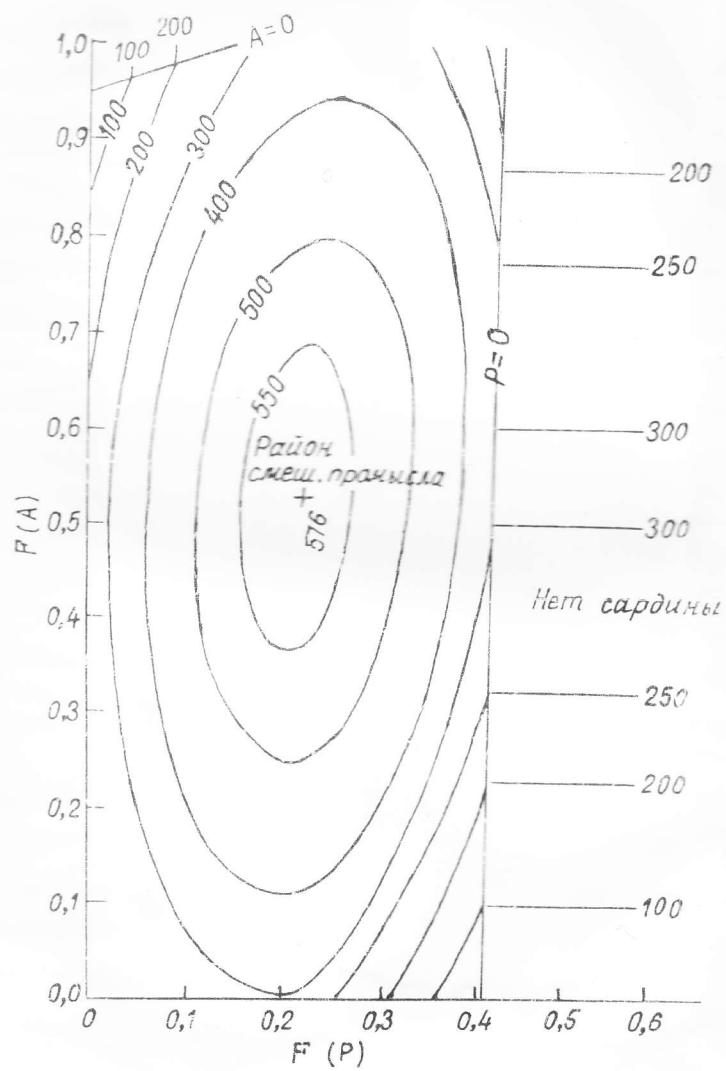


Рисунок 4.2. Контуры общего вылова сардины и анчоуса в случае, когда биологическое взаимодействие между видами сокращено на порядок величины

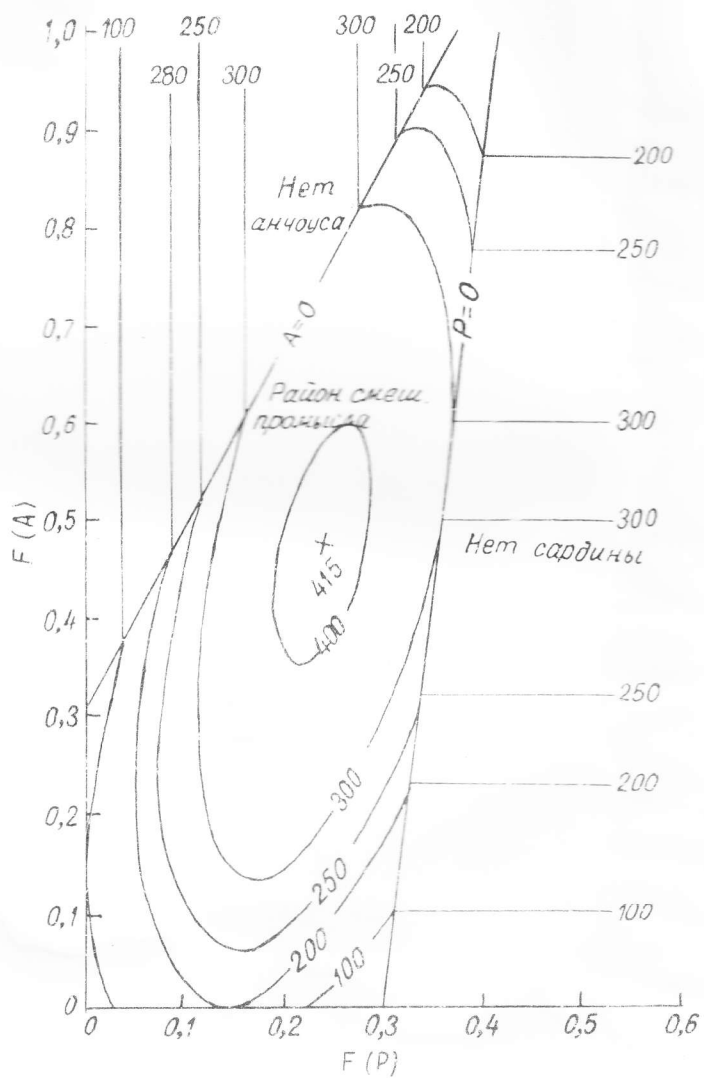


Рисунок 4.3. Кривые общего вылова сардины и анчоуса в случае промежуточной ситуации

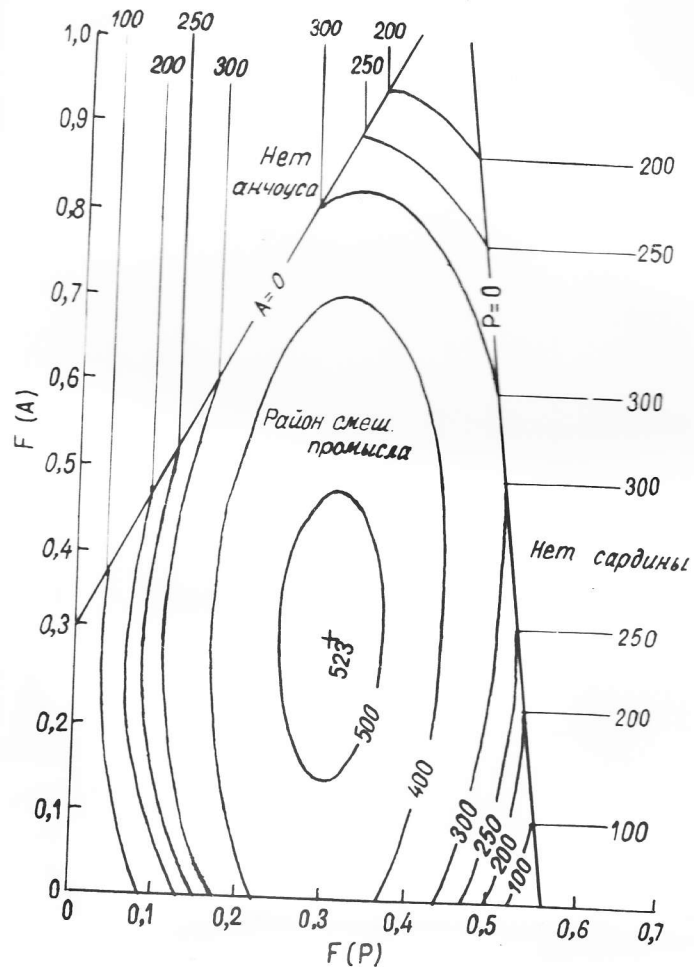


Рисунок 4.4. Кривые общего вылова сардины и анчоуса в случае отражения ситуации хищник - жертва

Были проведены опытные расчеты по модели на примере данных по серебристому хеку и красному налиму района СЗА.

Используя данные по выловам серебристого хека и налима за 1968 - 1976 гг. и величины запаса биомассы, рассчитанные по методу виртуальной популяции, были получены коэффициенты уравнений регрессии (4.29).

Значения коэффициентов уравнений регрессии для данных видов представлены в таблице 4.5.

Т а б л и ц а 4.5.

Коэффициенты уравнений регрессии для налима и серебристого хека.

Для налима				:	Для хека			
α_1	β_1	γ_1	K_1	:	α_2	β_2	γ_2	K_2
- 0,298	- 189,54	191,585	0,72	:	-0,597	-201,853	286,017	0,73
	$\times 10^3$	$\times 10^3$:		$\times 10^3$	$\times 10^3$	

Значения параметров равновесных уравнений выловов представлены в таблице 4.6.

Т а б л и ц а 4.6.

Значения параметров равновесных уравнений выловов налима и серебристого хека

Для налима			:	Для хека		
b	a	c	:	\hat{b}	\hat{a}	\hat{c}
1,011	$0,005 \cdot 10^{-3}$	$0,001 \cdot 10^{-3}$:	1,417	$0,005 \cdot 10^{-3}$	$0,003 \cdot 10^{-3}$

Значения выловов при целевом промысле налима и хека представлены в таблице 4.7.

Т а б л и ц а 4.7.

Величина вылова и значения коэффициентов промышленной смертности при целевом промысле налима и хека

Значения коэффициентов промышленной смертности

0,1 0,2 0,3 0,4 0,5 0,505 0,6 0,7 0,708 0,8 0,9

ВЫЛОВ

НАЛИМА

(тыс.т.)

17,3 30,7 40,4 46,3 48,4 48,4

ВЫЛОВ

ХЕКА

(тыс.т.)

26,6 49,1 67,6 82,1 92,5 98,9 101,0 101 99,6 93,9

Значения параметров уравнения общего вылова при смешанном промысле двух видов представлены в таблице 4.8.

Т а б л и ц а 4.8.

Значения параметров уравнения общего вылова

A	:	\hat{A}	:	C	:	B	:	\hat{B}	:
$-0,230 \cdot 10^6$		$-0,245 \cdot 10^6$		$0,211 \cdot 10^6$		$0,129 \cdot 10^6$		$0,208 \cdot 10^6$	

Величины выловов в тысячах тонн и соответствующие значения коэффициентов промысловой смертности приведены в таблице 4.9.

Величина облего вылова и соответствующие значения коэффициентов промысловой смертности при смешанном промысле

Значения коэффициентов промысловой смертности $F(R)$
(для налимa)

	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6
0,1 :	31,1	39,2	42,7	41,6	35,8	25,5
0,2 :	46,7	57,0	62,6	63,5	59,9	51,7
0,3 :	57,4	69,8	77,5	80,6	79,1	73,0
0,4 :	63,2	77,7	87,5	92,7	93,3	89,3
0,5 :	64,1	80,7	92,6	100,0	102,7	100,8
0,6 :	60,1	78,8	92,8	102,3	107,1	107,3
0,7 :	51,1	71,9	88,1	99,7	106,6	109,0
0,8 :	37,3	60,2	78,5	92,1	101,2	105,7
0,9 :	18,5	43,5	63,9	79,7	90,9	97,4

Значения коэффициентов промысловой смертности $F(R)$
(для хека)

Контуры общего вылова серебристого хека и налима при смешанном промысле и соответствующие значения коэффициентов промысловой смертности представлены на рисунке 4.5.

В данном случае следует отметить наличие небольшого биологического взаимодействия между видами, т.к. соответствующие коэффициенты в равновесных уравнениях выловов равны $c = 0,001 \cdot 10^{-3}$, $\hat{c} = 0,003 \cdot 10^{-3}$ (см. таблицу 4.6). Район смешанного промысла является довольно широким, величина общего максимального равновесного вылова 109 тыс. т. приближается к сумме максимальных уравновешенных выловов при целевом промысле налима 48 тыс. т. и серебристого хека 101 тыс. т. Однако отклонение составляет 25 %, что свидетельствует о том, что даже незначительное биологическое взаимодействие между видами сокращает величину максимального общего вылова при смешанном промысле.

Анализ рассмотренных примеров показывает, что пропорция коэффициентов промысловой смертности облавливаемых видов оказывает значительное влияние на величину общего вылова. Например, если $F(P):F(A) = 2:1$, то при значениях $F(P)=0,230$ и $F(A)=0,115$ (см. рис. 4.2), величина общего максимального вылова составит 400 тыс. т. Если же $F(P):F(A) = 1:2$, то при оценках $F(P)=0,25$ и $F(A)=0,50$ величина максимального общего вылова составит более 550 тыс. т. Аналогичные результаты и для промысла налима и серебристого хека. Если $F(P):F(R) = 2:1$, то при $F(P)=0,4$ и $F(R)=0,2$ (см. рис 4.5) общий максимальный уравновешенный улов составит 60 тыс. т., а при $F(P)=0,2$; $F(R)=0,4$ общий вылов составит 80 тыс. т.

Таким образом, на основе результатов расчетов по двухвидовой модели Шефера, рассматривающей влияние биологического взаимодействия между облавливаемыми видами на оценку величины максимального уравновешенного вылова, можно сделать следующие выводы:

- для промыслов с высокой степенью взаимодействия между видами район смешанного промысла является узким ;

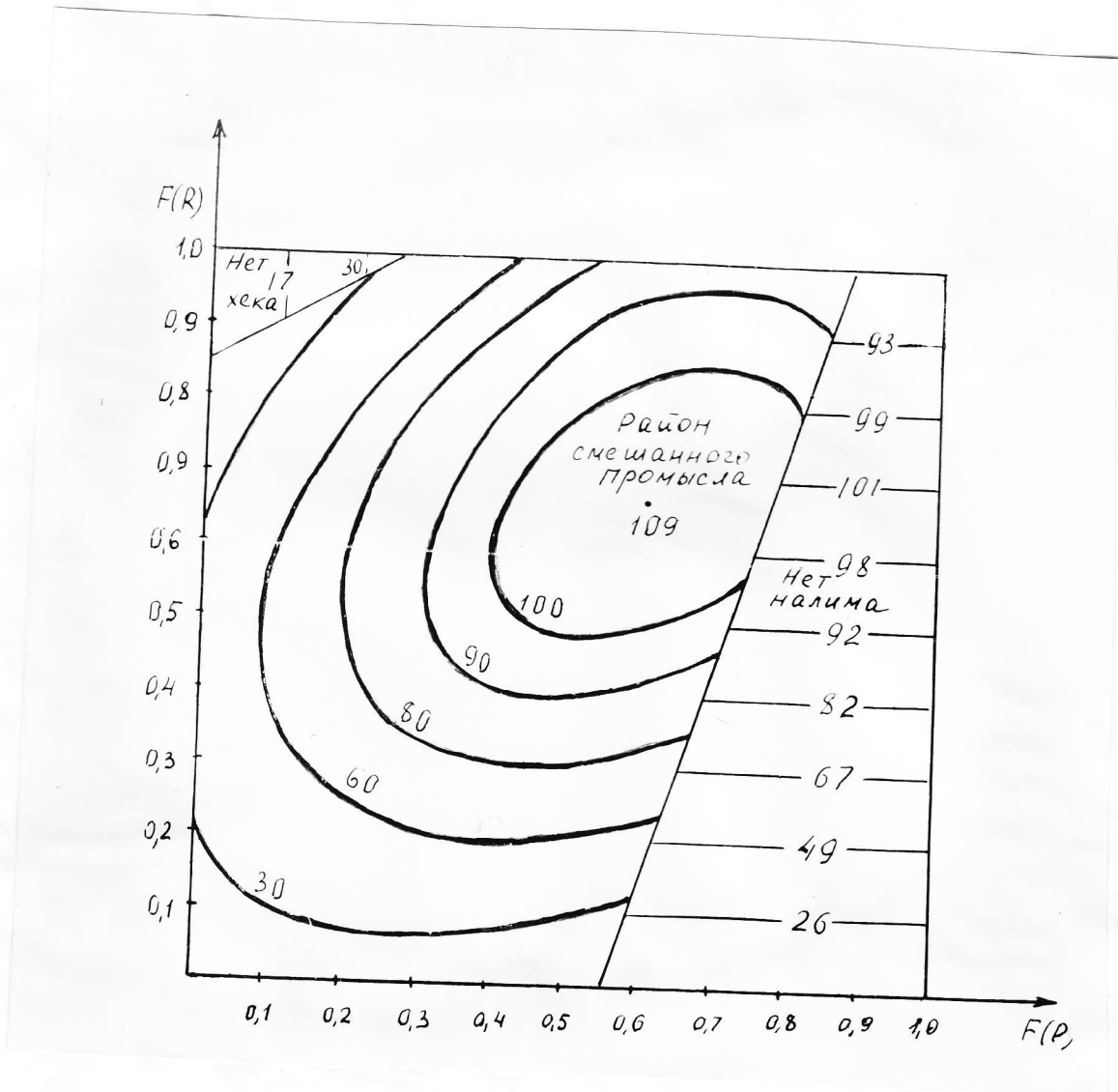


Рисунок 4.5. Контуры общего вылова серебряного хека и налима района СЗА и соответствующие значения коэффициентов промысловой смертности

- величина общего максимального вылова для взаимодействующей системы будет значительно ниже суммы максимальных уравновешенных выловов при целевом промысле отдельных видов ;
- если облавливаемые виды не имеют выраженного биологического взаимодействия, то величина общего максимального вылова приближается к сумме максимальных выловов отдельных видов.

5. ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ПРОГНОЗОВ УЛОВОВ НА УСИЛИЕ

5.1. Обзор существующих методов оценок качества прогнозов,

Вопрос об оценке качества прогнозов содержит ряд проблем, важнейшими из которых являются оценка качества прогнозов, полученных по некоторой модели, оценка качества прогнозов с точки зрения исследователя и потребителя.

Прогностика - наука, бурно развивающаяся в последнее время, еще находится в стадии становления. В ряде работ [17], [18], [19] уделяется внимание терминам и понятиям этой науки.

В [18] рекомендуется следующая единая трактовка некоторых используемых терминов.

" Прогноз - научно обоснованное суждение о возможных состояниях объекта в будущем и (или) об альтернативных путях и сроках их осуществления "

" Интервальный прогноз - прогноз, результат которого представляется в виде доверительного интервала характеристики объекта прогнозирования для заданной вероятности осуществления прогноза "

" Точечный прогноз - прогноз, результат которого представляется в виде единственного значения характеристики объекта прогнозирования без указания доверительного интервала "

" Точность прогноза - оценка доверительного интервала прогноза для заданной вероятности его осуществления "

" Ошибка прогноза - апостериорная величина отклонения прогноза от действительного состояния объекта "

" Достоверность прогноза - оценка вероятности осуществления прогноза для заданного доверительного интервала "

В списке рекомендуемых терминов отсутствует один из часто используемых терминов - " оправдываемость прогноза "

В работе [17] обращается внимание читателя на содержание терминов "точность" и "надежность" прогнозов, предостерегая от подмены одного термина другим. О точности прогноза принято судить по величине погрешности (ошибки) прогноза, но такой подход возможен только в случаях, когда период упреждения кончился и исследователь располагает данными по реализации, и при разработке прогноза ретроспективно (для некоторого момента времени в прошлом). Надежность прогноза определяется вероятностью наступления прогнозируемого события.

В работе [19] отмечается, что еще совсем недавно в литературе, посвященной проблеме прогнозирования, не различались понятия "точность прогноза", "достоверность прогноза", "вероятность прогнозируемого события". Это затрудняло исследования. Обращается внимание на то, что необходимо различать при оценке достоверности прогнозов оценку метода прогнозирования и оценку вероятности появления объекта прогнозирования. Поясняется понятие "точность прогноза". Точность прогноза τ в общем виде представляется в виде функции

$$\tau = f(\tau_u, \tau_q, \tau_p, \tau_s), \quad (5.1)$$

где τ_u - точность по шкале времени ;
 τ_q - точность по параметрической шкале ;
 τ_p - точность по вероятностной шкале ;
 τ_s - точность по семантической шкале.

При анализе конкретного прогноза часть компонентов функции (5.1) может равняться нулю.

Точечные прогнозы не точны. Однако на практике прогноз формулируется чаще всего в категорической форме, т.е. содержит только единственное значение или интервал с границами, установленными заранее. Такой прогноз является несовершенным. Об этом указывается в работе Н.А.Багрова [20]: "Вопреки распространенному мнению категорические прогнозы - весьма несовершенный вид прогнозов. Строго говоря, они не дают полной информации в наиболее ответственных случаях, когда требуется учет всевозможных последствий того или иного образа действия потребителя прогнозов. Категорические прогнозы можно рассматривать как простейший вид вероятностных прогнозов ...".

Вероятностные прогнозы на практике применяются редко. В ряде работ ученые, занимающиеся проблемами прогнозирования, разработали методы оценок качества совокупности точечных прогнозов, используя статистический анализ и придание категорическим прогнозам свойств прогнозов вероятностных.

В работах [17], [21], [25] отмечается, что проверка точности единичного прогноза не имеет большого значения " ... О качестве прогнозов применяемых методик и моделей можно судить лишь по совокупности сопоставлений прогнозов и их реализаций " [17].

В работах Г.Тейла [21], [22] приводится метод оценки точности точечных прогнозов с помощью статистического анализа. В качестве меры точности прогноза предложен коэффициент расхождения (коэффициент несоответствия), числителем которого является среднеквадратическая ошибка, а знаменателем - сумма квадратных корней из среднего квадрата прогноза и среднего квадрата реализации.

$$V = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 / n}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n P_i^2 / n} + \sqrt{\sum_{i=1}^n A_i^2 / n}} \quad (5.2)$$

где

P_1, P_2, \dots, P_n - прогнозы ;
 A_1, A_2, \dots, A_n - соответствующие прогнозам реализации.

$$0 \leq V \leq 1$$

$V = 0$ в случае равенства P_i и A_i для всех i . Это случай совершенных прогнозов. $V = 1$ при максимуме расхождения прогнозов и реализаций.

Коэффициент расхождения используется в качестве меры точности в том случае, когда прогнозистами не были сделаны вероятностные утверждения с соотношениях между точечными прогнозами и их реализациями.

Г. Тейлом предложен коэффициент расхождения, несколько измененный по сравнению с коэффициентом :

$$U_i = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 / n}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n A_i^2 / n}} \quad (5.3)$$

С помощью коэффициента U_i , можно узнать, лучше или хуже выданные прогнозы инерционных. Если $U_i < 1$, то выдаваемые прогнозы лучше инерционных; при $U_i > 1$ выдаваемые прогнозы хуже инерционных. $U_i = 0$ тогда и только тогда, когда все прогнозы совершенны; $U_i = 1$, когда прогнозирование приводит к той же среднеквадратической ошибке, что и экстраполяция неизменности.

Коэффициент расхождения позволяет выявить некоторые источники ошибок прогнозов. Для этого квадрат числителя выражения (5.2) можно разложить (не единственным образом) на составные части:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (S_p - S_A)^2 + 2(1 - \gamma) S_p S_A, \quad (5.4)$$

где

$$\bar{P} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_i$$

$$\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i$$

$$S_p^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2$$

$$S_A^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2$$

$$\gamma = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{S_p S_A}$$

Для лучшего анализа разложения (5.4) каждый из трех членов разложения представляется в следующем виде:

$$U^M = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2} \quad (5.5)$$

$$V^S = \frac{(S_p - S_A)^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2}, \quad (5.6)$$

$$V^C = \frac{2(1-\alpha)S_p S_A}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2} \quad (5.7)$$

V^M - доля смещения ;

V^S - доля дисперсии ;

V^C - доля ковариации.

Очевидно, что $V^M + V^S + V^C = 1$.

Если значение V^M велико, то это означает, что средний предсказанный прогноз сильно отличается от средней реализации (по отношению к среднеквадратической ошибке прогноза). Такая ошибка - серьезная, и ее прогнозист обязан избегать. Небольшие величины V^M и V^S указывают на то, что систематические ошибки играют незначительную роль. Трудно устранимый источник ошибок характеризует доля ковариации V^C , т.к. нельзя надеяться, что прогнозисты всегда будут делать совершенные прогнозы (все точки расположены на одной прямой).

В работе [17] указывается на то, что мерой качества прогноза может являться также коэффициент корреляции ζ , указывающий на степень близости к линейному соотношению прогнозов и их реализаций.

Вопрос оценки качества методов и оправданности морских гидрологических прогнозов затронут в работе [23]. Для оценки пригодности метода прогноза упоминается ряд разработанных критериев : коэффициент корреляции, среднеквадратическая ошибка прогноза, среднеквадратическое отклонение предсказываемого явления от нормы. Надежность метода прогноза определяется отношением среднеквадратической ошибки прогноза к среднеквадратическому отклонению от нормы. Для проверки точности метода и оценки оправданности прогнозов устанавливается допустимая ошибка. Прогноз считается оправдавшимся, если его ошибка равна или меньше допустимой.

Для оценки оправдываемости единичного прогноза определяют отношение разности фактической и прогнозируемой величины к фактической величине. Если полученное отношение больше 0,3, то прогноз считается не оправдавшимся. Общая оправдываемость прогноза определяется отношением числа оправдавшихся прогнозов к общему числу прогнозов.

Оценкам качества рыбохозяйственного прогноза посвящены работы [24], [25].

В работе [24] предлагается доброкачественность прогноза уловов оценивать также, как в метеорологии, отношением средней квадратической ошибки прогноза к среднему квадратическому отклонению от нормы. Кроме того, в качестве оценки прогноза считается возможным использовать среднюю абсолютную величину.

$$O_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{|P_i - A_i|}{A_i}, \quad (5.8)$$

где P - прогноз ;
 A - реализация.

В качестве примера приведен анализ прогнозов и реализаций уловов балтийской салаки.

В работе [25] Е.М.Малкиным предложен объединенный показатель, выступающий в качестве характеристики сравнительной степени оправдываемости прогноза вылова рыб или прогностической состоятельности метода прогноза

$$k = \frac{\sum}{M + \sigma}, \quad (5.9)$$

где \sum - коэффициент корреляции между прогнозами и соответствующими реализациями ;
 M - среднее арифметическое отклонение от фактических данных (в процентах) ;
 σ - средняя квадратическая ошибка прогноза.

Относительно формулы (5.9) утверждается : " Чем меньше среднее многолетнее отклонение и чем меньше изменчивость ряда годовых отклонений, тем выше оправдываемость прогноза. С другой стороны, чем теснее связь между фактической и прогностической кривыми, тем надежнее способ прогнозирования " .

В работе [26] Г.В.Груза и Э.Я.Ранькова утверждают: " Возможен и объективный вероятностный прогноз, построенный также на основе ненадежного категорического прогноза, но с помощью таблиц оправдываемости. Такое преобразование категорического прогноза в вероятностный способны осуществить не только синонтики, дающие прогноз, но и сами потребители, располагающие сведениями об оправдываемости категорических прогнозов по данной методике в прошлом ". В работе [27] изложен метод определения степени надежности прогнозов на основе ненадежного категорического прогноза с помощью таблиц вероятностей (оправдываемости). Суть метода состоит в следующем. Рассматриваемая схема, в которой некоторое прогнозируемое явление Φ допускает конечное число n реализаций или фаз : $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_n$. В качестве фаз можно принять интервалы реализаций прогнозируемой величины. " ... Прогноз явления дается в виде одного из n возможных текстов $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$, причем текст Π_i означает, что предсказывается осуществление явления в фазе Φ_i . Выбор прогнозистом (на основе данного метода прогноза) какого - то из текстов Π_β и осуществление какой - то из фаз явления Φ_α следует рассматривать как случайное событие (в том смысле, что для этих событий существуют определенные вероятности) . Если данный метод прогноза учитывает хотя бы некоторые существенные особенности явления, то эти события будут статистически связанными (в случае идеального метода прогноза - однозначно связанными) . По достаточно обширной совокупности данных предварительной проверки метода прогноза могут быть подсчитаны частоты одновременного осуществления каждой пары событий Φ_α и Π_β , которые будут служить оценками для соответствующих вероятностей

Таблица вероятностей $P_{\alpha\beta}$ является наиболее полной характеристикой надежности данного метода прогноза. Следует подчеркнуть, никакой "процент оправдываемости" не дает достаточно полного представления о надежности метода прогноза.

Без знания таблицы $P_{\alpha\beta}$ судить сколько - нибудь полно о надежности метода нельзя, и выработка оптимальной стратегии учета прогнозов потребителями невозможна ".

С построением таблицы вероятностей связана возможность оценки вероятности того, что прогноз Π_j оправдывается.

По таблице вероятностей можно определить вероятности осуществления фаз φ_α , характеризующие природную изменчивость явления, $P_{\alpha.}$; частоты, с которыми прогнозист, руководствуясь данным методом выбирает те или иные тексты прогноза, $P_{. \beta}$; вероятности оправдываемости прогноза $Q_{\alpha j}$; вероятности ошибок прогноза $Z_{i \beta}$ по формулам

$$P_{\alpha.} = \sum_{\beta} P_{\alpha \beta}, \quad (5.10)$$

$$P_{. \beta} = \sum_{\alpha} P_{\alpha \beta}, \quad (5.11)$$

$$Q_{\alpha j} = \frac{P_{\alpha j}}{P_{. j}}, \quad (5.12)$$

$$Z_{i \beta} = \frac{P_{i \beta}}{P_{i.}} \quad (5.13)$$

С другой стороны, если известны вероятности $P_{\alpha.}$ и все вероятности ошибок прогнозов $Z_{i \beta}$, то можно определить все вероятности $P_{\alpha \beta}$, а затем $P_{. \beta}$ и $Q_{\alpha j}$.

В работе рассматривается также вопрос об "оптимальной стратегии" потребителей, основанной на знании таблицы вероятностей $P_{\alpha \beta}$.

Вопросом о том, каким должен быть прогноз и что должен знать потребитель для оптимального использования полезной информации, содержащейся в прогнозе, посвящены работы [28] и [29]. В каждой из них приводится таблица вероятностей (оправдываемости), использование которой становится необходимым для принятия оптимального хозяйственного решения потребителем.

В работе [29] рассмотрена простая экономико-статистическая модель, которая позволяет построить графики зависимости средних потерь и минимальных средних потерь от оправдываемости прогноза. Отмечена важная роль такой характеристики качества прогноза как оправдываемость: "Выдача данных долгосрочных прогнозов без сведений об их оправдываемости - будь то в печатной, письменной и устной форме - должна быть категорически запрещена. Только имея, наряду

с прогнозом, информацию о его оправдываемости, потребитель сможет на основе тщательного анализа своей хозяйственной деятельности выработать оптимальную стратегию использования прогностических и климатологических данных"

Эта работа вызвала дискуссию на страницах журнала "Метеорология и гидрология" [30] и [31], что говорит о трудностях в понимании вопросов использования прогностической информации (в частности гидрометеорологической), а также в постановке конкретных задач при принятии хозяйственных решений.

5.2. Алгоритм расчета оценок качества прогнозов уловов на усилие

5.2.1. Сущность задачи. Наименование задачи - "Расчет оценок качества прогнозов уловов на усилие".

Промысловые прогнозы [32] содержат в себе качественную и количественную характеристики состояния сырьевой базы и промысла с заблаговременностью на год и на квартал.

Количественная характеристика промыслового прогноза содержит в себе прогностические оценки в числовом выражении видового состава (в процентах), возможного изъятия (в тысячах тонн), диапазонов основных глубин (в метрах), уловов на усилие по типам судов (в тоннах на судно - сутки лова), оптимального количества судов по подрайонам промысла. Все указанные прогностические оценки имеют форму категорических прогнозов.

Оценка оправдываемости прогнозов путем определения процента отклонения фактического (наблюдаемого) значения от прогнозируемого с указанием знака отклонения [32]

малоэффективна. Необходим метод оценки качества совокупности прогнозов, основанной на учете таких характеристик качества прогноза, как среднеквадратическая ошибка прогноза, коэффициент корреляции между прогнозами и их реализациями, достоверность прогноза.

Одними из важнейших прогностических оценок являются прогнозы уловов на усилие, для расчета оценок качества которых предлагается алгоритм.

Целью решения задачи является расчет оценок качества квартальных прогнозов уловов на усилие (коэффициента несоответствия между прогнозами и реализациями и его составляющих, коэффициента корреляции между прогнозами и их реализациями, достоверности прогноза) по типам судов, по подрайонам промысла.

Результаты расчетов по задаче предназначаются для ретроспективной оценки качества прогнозов уловов на усилие, входящих в промысловый прогноз.

Задача решается по мере накопления необходимой информации вида "прогноз - реализация".

5.2.2. Формулировка задачи. Введем обозначения:

- P_i - прогнозы уловов на усилие
($i = 1, 2, \dots, n$) ;
- Π_β - текст прогнозов уловов на усилие
($\beta = 1, 2, \dots, K$) ;
- Φ_α - фаза реализации прогнозов уловов
на усилие ($\alpha = 1, 2, \dots, K$) ;
- A_i - реализации прогнозов P_i ;
- V - коэффициент несоответствия ;
- V_1 - измененный коэффициент несоответствия ;
- \bar{P} - средний прогноз ;
- \bar{A} - средняя реализаций ;
- S_p^2 - дисперсия прогнозов ;
- S_A^2 - дисперсия реализаций ;
- Z - коэффициент корреляции ;
- V^M - доля смещения ;
- V^S - доля дисперсии ;
- V^C - доля ковариации ;
- γ - коэффициент качества прогнозов ;
- P_α - вероятности осуществления фаз Φ_α ;
- P_β - частоты текстов прогноза Π_β ;
- $\tilde{P}_{\alpha j}$ - оценки вероятностей оправданности прогноза ;

- $\hat{\Sigma}_{i\beta}$ - оценки вероятностей ошибок прогноза ;
- M_1 - заданная величина относительной погрешности прогноза P_i ;
- $\mathcal{J}_{P_i} = (\bar{P}_i - M_1 \hat{\Sigma}_{i\beta}, \bar{P}_i + M_1 \hat{\Sigma}_{i\beta})$ - интервал для текстов прогнозов Π_β ;
- $\mathcal{J}_{A_i} = (\bar{A}_i - M_2 \hat{\Sigma}_{i\beta}, \bar{A}_i + M_2 \hat{\Sigma}_{i\beta})$ - интервал для фаз реализаций Φ_α ;
- M_2 - заданная величина относительной погрешности реализации A_i ;

По данным P_i и A_i рассчитываются коэффициенты несоответствия V и U_i с использованием формул (5.2) и (5.3). Для определения долей смещения дисперсии и ковариации сначала рассчитываются составляющие, входящие в формулу (5.4), а затем расчет ведется по формулам (5.5), (5.6), (5.7).

Для каждого значения $P_i \in \mathcal{J}_{P_i}$ проверяется условие: " $P_i \in \mathcal{J}_{A_i}$? ". При выполнении этого условия прогноз P_i считается оправдавшимся ; если условие не выполняется, прогноз P_i считается неоправдавшимся (интервал \mathcal{J}_{P_i} вложен в интервал \mathcal{J}_{A_i}). Таким образом, образуются два множества : m - множество оправдавшихся прогнозов и m_1 - множество неоправдавшихся прогнозов.

Выражение
$$\hat{Q} = \frac{m}{m+m_1} \tag{ 5.14 }$$

является оценкой вероятности попадания прогнозов P_i в заданный интервал реализации.

По полученной оценке \hat{Q} , числу наблюдений $n = m+m_1$, и заданной доверительной вероятности $\gamma = 0,9$ можно с помощью графика [34] определять доверительный интервал $\mathcal{J}_Q = (Q_1, Q_2)$.

Рассчитанные по формулам (5.2), (5.4), (5.5) и (5.14) оценки V, z, \hat{Q}, U^M представляются в формулу, выражающую коэффициент качества прогнозов

$$\gamma = \frac{1 - V + z + \hat{Q} - U^M}{3}, \quad 0 < \gamma \leq 1 \tag{ 5.15 }$$

Если данные " прогноз - реализация " по условиям на усилке докускают конечное число K реализаций (фаз) $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_K$, а прогнозы выдаются в виде одного из K возможных текстов $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_K$, причем Π_i

означает прогноз в фазе Φ_i , то можно подсчитать частоты одновременного осуществления каждой пары событий Φ_α и Π_β , которые служат оценками соответствующих вероятностей $P_{\alpha\beta}$

Далее расчет ведется по формулам (5.10), (5.11), (5.12) и (5.13). По полученным оценкам $\hat{Q}_{\alpha j}$ и $\hat{z}_{i\beta}$, соответствующим числам наблюдений и заданной доверительной вероятности, определяются доверительные интервалы оценок $\hat{Q}_{\alpha j}$ и $\hat{z}_{i\beta}$.

5.2.3. Входная и выходная информация. Входная информация представляет собой данные квартальных прогнозов условий на усилие по подрайонам промысла, типам судов, а также соответствующие данные по их реализации (доверительные интервалы оценок реализаций не должны быть больше соответствующих заданных интервалов реализаций); заданные интервалы прогнозов и реализаций.

Сводный перечень обрабатываемой информации приведен в таблице 5.1.

Образец формы входной информации приведен в таблице 5.2.

Выходная информация содержит результаты расчетов оценок качества прогнозов по кварталам, типам судов и подрайонам промысла, а так же оценки вероятностей, входящие в таблицу вероятностей.

Формы выходных документов приведены в таблицах 5.3, 5.4, 5.5.

Таблица 5.1.

Сводный перечень обрабатываемой информации

№ п/п	Наименование показателя	Обозначения в алгоритме задачи	Длина показателя в символах		Диапазон измере- ния показателя наименьшее зна- чение	Едини- ца из- мере- ния	При- меч- ние
			алфавит- но-цифро- вой	цифровая целая дроб- ная часть			
1.	Название вида	V_{iD}	15	-	-	-	-
2.	Название района	B_j	15	-	-	-	-
3.	Год промысла	T_k	-	4	-	годы	Повто- ряется до 20
4.	Квартальные прогнозы	P_i	-	3	01.0	999.0	тонна с/с лова
5.	Реализации прогнозов P_i	A_i	-	3	01.0	999.0	тонна с/с лова
6.	Тип судна	C_e	-	2	01	99	-

5.3. Результаты расчета оценок качества
квартальных прогнозов уловов на усилии
за 1977 - 1980 гг. для промысловых рай-
онов ЦВА и ЮВА

Оценки качества квартальных прогнозов уловов на
усилие за 1977 - 1980 гг. для промысловых районов ЦВА и
ЮВА были рассчитаны по алгоритму, приведенному в п. 5.2.2,
по данным о прогнозах уловов на усилии и их реализациях,
представленных в [33].

Задание интервалы прогнозов и реализации :

$$Y_{P_i} = (5k, 5(k+1)), Y_{A_i} = (3,5k, 6,5(k+1)), k=1,2,\dots,15$$

Результаты расчета приведены в таблицах 5.3 ,
5.4 , 5.5 .

Результаты расчетов оценок ка
по кварталам 1977 - 1980
ЦВА и ЮВА

Годы	Кварталы:	Районы :	n	Q	V	Z	V^M
1977	I	ЦВА	5	0,80	0,911	0,958	0,528
		ЮВА	5	1,000	0,996	0,996	0,029
	II	ЦВА	4	0,500	0,921	0,468	0,055
		ЮВА	3	1,000	0,894	0,959	0,951
	III	ЦВА	8	1,000	0,760	0,650	0,134
		ЮВА	6	0,830	0,885	0,650	0,006
	IV	ЦВА	7	0,857	0,908	0,952	0,231
		ЮВА	5	1,000	0,892	0,928	0,578
1978	I	ЦВА	8	1,000	0,917	0,964	0,031
		ЮВА	6	0,670	0,873	0,989	0,561
	II	ЦВА	13	1,000	0,904	0,970	0,095
		ЮВА	6	1,000	0,963	0,956	0,082
	III	ЦВА	5	0,800	0,850	0,997	0,180
		ЮВА	4	0,750	0,853	0,664	0,022
	IV	ЦВА	11	0,909	0,896	0,939	0,136
		ЮВА	5	1,000	0,921	0,923	0,113

Таблица 5.3.

чества прогнозов уловов на усилие
ГГ. для промысловых районов

σ^s	σ^c	\bar{P}	\bar{A}	S_p	S_A	\sqrt{Z}	γ
0,307	0,165	35,60	31,14	10,46	7,06	6,13	0,714
0,950	0,021	36,00	36,60	4,15	7,61	3,55	0,973
0,016	0,929	26,75	23,13	15,47	13,49	4,57	0,611
0	0,049	38,67	31,33	5,79	5,91	7,53	0,634
0,221	0,645	23,88	28,96	10,49	17,03	13,93	0,759
0,295	0,699	33,00	33,60	6,03	10,31	7,88	0,786
0,082	0,687	28,57	31,60	16,07	17,87	6,31	0,829
0,224	0,198	29,60	34,80	6,59	9,83	6,84	0,747
0,004	0,965	22,06	21,25	17,07	16,77	4,62	0,950
0,418	0,021	30,50	37,17	6,16	11,92	8,91	0,657
0,359	0,546	25,10	26,95	16,49	20,08	5,99	0,926
0,113	0,865	32,17	31,67	11,25	10,11	3,39	0,966
0,787	0,033	22,40	27,34	24,44	34,77	11,64	0,822
0,233	0,744	31,50	32,50	5,68	8,96	6,78	0,748
0,003	0,861	25,48	28,13	19,28	18,92	7,16	0,869
0,519	0,368	33,80	32,00	6,52	10,37	5,35	0,910

Годы	Кварталы	Районы	n	Q	V	Z	V ^M	
1979	I	ЦВА	5	1,000	0,950	0,992	0,387	
		ЮВА	6	1,000	0,869	0,924	0,666	
	II	ЦВА	7	1,000	0,952	0,991	0,284	
		ЮВА	6	0,667	0,809	0,511	0,322	
	III	ЦВА	9	0,778	0,900	0,960	0,195	
		ЮВА	7	1,000	0,881	0,913	0,326	
	IV	ЦВА	8	0,875	0,905	0,970	0,024	
		ЮВА	5	1,000	0,911	0,985	0,753	
	1980	I	ЦВА	10	0,800	0,893	0,949	0,009
			ЮВА	6	0,833	0,898	0,906	0,248
II		ЦВА	9	0,778	0,813	0,791	0,027	
		ЮВА	5	0,400	0,822	0,879	0,862	
III		ЦВА	14	0,857	0,879	0,881	0,05	
		ЮВА	5	0,600	0,778	0,894	0,563	
IV		ЦВА	10	0,800	0,773	0,704	0,064	
		ЮВА	4	1,000	0,941	0,966	0	

ПРОДОЛЖЕНИЕ таблицы 5.3.

v^s	v^c	\bar{p}	\bar{A}	S_p	S_A	\sqrt{Z}	γ
0,229	0,384	11,35	10,58	6,20	5,61	1,24	0,851
0,005	0,329	29,42	23,33	11,23	10,69	7,46	0,709
0,035	0,681	21,10	21,98	10,27	9,96	1,65	0,886
0,031	0,647	32,50	25,83	10,66	8,59	11,76	0,555
0,023	0,782	23,61	26,38	20,04	19,08	6,26	0,814
0,349	0,325	23,86	27,57	7,18	11,02	29,69	0,823
0,212	0,764	26,13	25,30	20,56	18,08	5,38	0,909
0,140	0,107	20,20	23,80	6,97	8,52	4,15	0,714
0,394	0,597	28,30	27,64	19,35	14,92	7,06	0,878
0,049	0,703	17,40	19,43	7,45	8,35	4,08	0,796
0,093	0,880	25,67	27,59	18,65	15,12	11,58	0,785
0,065	0,073	19,20	27,00	3,66	5,80	8,40	0,413
0,004	0,946	30,50	32,43	17,58	17,01	8,66	0,856
0,366	0,071	19,40	27,60	3,83	10,44	10,92	0,570
0,321	0,615	26,40	23,13	17,31	10,00	12,90	0,738
0,929	0,071	27,00	27,0	2,12	5,24	3,24	0,969

Оценки оправдываемости и надежности
уловов на усилие для района ЦВ

Р а й о н	Оправдываемость, надежность	Интервалы п						
		1 - 5		5-10	10 - 15		15 -	
		1,1	1,2	2,2	3,3	3,1	4,4	4,5
Ц В А	$\hat{Q}_{\alpha j}$	14/16	2/16	19/19	18/19	1/19	9/15	5/15
	$\hat{z}_{i\beta}$	14/17	2/21	19/21	18/18	1/17	9/10	5/16

Р а й о н	Оправдываемость, надежность	Интервалы прогнозов и номе						
		35-40	40 - 45		45-50	50 -55	55-60	
		8,8	9,9	9,10	10,10	11,11	12,12	
Ц В А	$\hat{Q}_{\alpha j}$	22/22	11/12	1/12	7/7	0	1/1	
	$\hat{z}_{i\beta}$	22/23	11/11	1/10	7/10	0	1/1	

Оценки оправдываемости и надежности
уловов на усилие для района ЮВ

Р а й о н	Оправдываемость, надежность	Интервалы прог							
		1-5	5-10	10 - 15		15 - 20		20 -	
		1,1	2,2	3,3	3,4	4,4	4,5	4,6	5,5
Ю В А	$\hat{Q}_{\alpha j}$	1/1	1/1	8/9	1/9	9/14	4/14	1/14	12/13
	$\hat{z}_{i\beta}$	1/8	1/1	8/8	1/10	9/10	4/16	1/27	12/16

Т а б л и ц а 5.4.

и квартальных прогнозов

А (1977 - 1980 гг.)

прогнозов и номера интервалов реализации									
20	20 - 25				25 - 30			30 - 35	
4,7	5,5	5,6	5,7	5,1	6,6	6,1	6,4	7,7	7,8
I/15	II/15	I/15	2/15	I/15	19/21	I/21	I/21	15/16	I/16
I/18	II/16	I/20	2/18	I/17	19/20	I/17	I/10	15/18	I/23

Продолжение таблицы 5.4.

ра интервалов реализации				
60 - 65		65 - 70		70 - 75
13,13	13,10	14,14	14,15	15,15
2/3	I/3	3/4	I/4	I/1
2/2	I/10	3/3	I/1	I/10

Т а б л и ц а 5.5

сти квартальных прогнозов

ВА (1977 - 1980 гг.)

прогнозов и номера интервалов реализации												
- 25	25 - 30		30 - 35				35 - 40			40 - 45		
5,7	6,6	6,1	7,7	7,1	7,6	7,8	8,8	8,1	8,7	8,9	9,9	9,7
I/13	25/27	2/27	27/34	4/34	I/34	2/34	41/45	I/45	I/45	2/45	11/12	I/12
I/30	25/27	2/8	27/30	4/8	I/27	2/43	41/43	I/8	I/30	2/13	11/13	I/13

Результаты расчетов, представленные в таблицах 5.3, 5.4 и 5.5 позволяют отметить следующее.

Квартальные прогнозы уловов на усилие для промысловых районов ЦВА и ЮВА лучше инерционных (во всех случаях значения коэффициентов расхождения меньше единицы).

Качество квартальных прогнозов для промышленного района ЦВА лучше, чем для промышленного района ЮВА (в большинстве случаев коэффициенты качества прогнозов для района ЦВА больше соответствующих коэффициентов качества прогнозов для района ЮВА).

Среднеквадратические ошибки прогнозов для района ЮВА содержат большие доли ошибок смещения, чем соответствующие доли ошибок смещения для района ЦВА.

Коэффициенты корреляции для района ЦВА в большинстве случаев выше и стабильнее соответствующих коэффициентов корреляции для района ЮВА.

Для дисперсий прогнозов уловов на усилие района ЮВА характерна постоянная недооценка возможной дисперсии реализации прогнозов уловов на усилие (в большинстве случаев $S_A > S_p$).

Оправдываемости квартальных прогнозов уловов на усилие при заданных условиях для районов ЦВА и ЮВА мало отличаются друг от друга.

Анализ таблицы 5.3 позволяет выделить для каждого района ЮВА и ЦВА группы кварталов с худшими и лучшими показателями качества квартальных прогнозов уловов на усилие.

Для промышленного района ЦВА квартальные прогнозы уловов на усилие в диапазонах 5 - 15 и 30 - 40 тонн на судосутки лова имеют оправдываемость от 0,90 до 1,00 в интервале (0,80, 1,00) при доверительной вероятности 0,9.

Для промышленного района ЮВА квартальные прогнозы уловов на усилие в диапазонах 25 - 30 и 35 - 40 тонн на судосутки лова имеют оправдываемость от 0,92 до 0,95 в интервале (0,80, 1,00) при доверительной вероятности 0,9.

Таким образом, на основании полученных результатов можно сделать вывод о возможности принятия алгоритма расчета оценок качества прогнозов уловов на усилие как одного из возможных методов для ретроспективной оценки группы прогнозов уловов на усилие.

5.4. Методические рекомендации по оценке качества прогнозов уловов на усилие

На основании выполненной работы можно дать следующие методические рекомендации по оценке качества прогнозов уловов на усилие.

Чтобы с достаточной степенью точности определить достоверность (оправдываемость) прогнозов, количество данных для одной группы " прогноз - реализация " не должно быть меньше 15.

Оценку качества прогнозов проводить независимо от прогнозистов, оценивая предварительно точность данных по реализациям прогнозов.

Для временных рядов " прогноз - реализация " коэффициент несоответствия, его составляющие и коэффициент корреляции можно рассчитывать не непосредственно по этим данным, а по предсказанным и реализованным изменениям.

Для заданного доверительного интервала реализации прогноза значение M необходимо задавать, большим или равным 0,3, т.к. при значениях, меньших 0,3, доверительная вероятность реализации прогноза будет меньше 0,7, что нежелательно.

При оценке оправдываемости прогнозов по достаточно большой совокупности данных " прогноз - реализация " необходимо использовать таблицу вероятностей, которая позволяет не только разделить прогнозы по признаку " оправдался - не оправдался", но и указать их вероятности попадания в различные интервалы реализации.

6. РЕКОМЕНДАЦИИ ПО ПРИМЕНЕНИЮ АЛГОРИТМОВ СТАНДАРТИЗАЦИИ ПРОМЫСЛОВОГО УСИЛИЯ

Задача стандартизации промышленного усилия получила свое отражение в работах [35] и [36]. В каждой из этих работ использовалась общая схема стандартизации промышленного усилия при решении различных задач.

В работе [35] общая схема стандартизации используется как необходимый элемент исследования для оценки состояния промысла с точки зрения общей биомассы и общей интенсивности промысла за II лет промысла в подрайонах 5 и 6 ИКНАФ. В качестве стандарта выбраны траулеры США с оттер - тралами. Стандартизация проводилась для использования информации по промышленному усилию в модели Шефера. Предварительно проводился дисперсионный анализ логарифмической модели, связывающий вылов категории " страна - судно - орудие лова " за год со средним уловом с целью оценки влияния факторов " страна " и " судно - орудие лова " на вылов. В результате дисперсионного анализа определялись " коэффициенты мощности ", которые оценивали величину суммарного влияния факторов " страна " и " судно - орудие лова " на величину вылова судами, относящихся к соответствующей категории. Эти коэффициенты оказались вполне применимыми для стандартизации промышленного усилия, т.к. отношения найденных " коэффициентов мощности " к " коэффициенту мощности ", принятому за стандарт, явились приближениями коэффициентов стандартизации.

Использование " коэффициентов мощности " для стандартизации промышленного усилия не является необходимым, т.к. указанные отношения можно получить без предварительного проведения дисперсионного анализа.

В работе [36] стандартизация проводилась для того, чтобы определить для каждого рассматриваемого года величину улова на стандартную единицу усилия.

В качестве стандарта выбирались добывающие суда класса 4, которые считались наиболее репрезентативными за рассматриваемый ряд лет. Находились средние геометрические значений вылова за промысловые сутки для каждого размерного класса судов, затем соответствующие средние коэффициенты стандартизации. В результате замены коэффициентов

стандартизации промышленного усилия по годам промысла для различных классов добывающих судов средними коэффициентами стандартизации, определялись приближенные величины стандартизированных промышленных усилий. При делении общего вылова за год на приближенную величину стандартизированного усилия получались приближенные значения улова на стандартную величину усилия.

Ни в одной из рассматриваемых работ не дается обоснование выбора стандарта.

При реализации метода стандартизации промышленного усилия Шимады и Шефера необходимо каждый раз проводить перерасчет, т.к. с прибавлением новой величины улова на усилие изменяется значение средней стандарта.

Таким образом, при применении алгоритмов стандартизации промышленного усилия, имеют место недостатки, связанные с неопределенностью при выборе стандартной категории "судно - орудие лова".

Роль выбора стандарта значительна, т.к. с помощью стандартной категории "судно - орудие лова" оценивается влияние всего промысла на запас. Поэтому выбор стандарта должен иметь объективные предпосылки и удовлетворять следующим требованиям:

Для стандарта орудия лова данные по вылову и усилиям должны быть представлены в каждом рассматриваемом периоде промысла.

Орудие лова, относящееся к стандарту, должно быть представительным, т.е. наиболее свойственным облову данного вида рыб.

Доля вылова стандартным орудием лова относительно всего вылова по всем периодам промысла должна быть максимальной или близкой к максимальной.

Уловы на усилие стандартным орудием лова по периодам промысла не должны отличаться друг от друга значительно.

Требования к выбору стандарта можно формализовать и ввести в программу расчета стандартизированных величин промышленного усилия в качестве подблока для выбора стандарта. Такой подблок должен содержать следующие процедуры:

Проверка условия принадлежности данных по уловам на усилие для каждого района промысла B_j и категории " судно - орудие лова " A_k ко всем рассматриваемым периодам промысла ; если это условие выполнено, то категория " судно - орудие лова ", используемая в районе промысла является предполагаемым стандартом, иначе - не является стандартом.

Определение долей вылова предполагаемыми стандартными категориями " судно - орудие лова " по всем рассматриваемым периодам времени относительно общего вылова всеми данными категориями " судно - орудие лова " за эти периоды времени .

Выбор максимальной доли вылова, соответствующую ей категорию " судно - орудие лова " для определенного района промысла принять за предполагаемый стандарт.

Используя данные об уловах на усилие по периодам промысла предполагаемого стандарта, проверить незначимость их отличия друг от друга: если различия не значимы, то категорию " судно - орудие лова " принять за стандарт; если различия значимы, то дать исследователю информацию о периодах времени промысла, в которых уловы на усилие значительно отличаются от других уловов на усилие с целью принятия решения, продолжать ли расчет стандартизированного промыслового усилия без этих периодов времени, принять другой стандарт или прекратить расчет.

Применение подблока выбора стандарта к расчету стандартизированного промыслового усилия по методу Шимиды и Шефера для промысла сардины в районе ЦВА (подрайон Сахара) за период с 1973 по 1977 год позволило в качестве стандарта выбрать суда типа СРТР - (к) и на основе этого стандарта провести стандартизацию промыслового усилия.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Подготовлен к эксплуатации комплекс программ по объективному анализу полей в океане, опубликованный в книге [4]. В состав комплекса входят программы для расчета пространственных корреляционных и взаимокорреляционных функций как однородных и изотропных полей, так и анизотропных полей, программы оптимальной интерполяции и оптимального согласования полей.

Проведены опытные расчеты на материалах полей температуры воды в океане и полей распределения промысловых объектов по данным траловых учетных съемок. Результаты расчетов подтвердили работоспособность комплекса программ и позволили получить сведения о статистической структуре рассмотренных полей.

Целесообразно широко использовать этот комплекс при обработке данных гидрометеорологических наблюдений и при планировании съемок.

Особый интерес представляет использование программ по определению статистической структуры биологических полей. Предварительные результаты позволяют предположить, что показатели распределения промысловых объектов не коррелированы на расстояниях, соизмеримых с расстояниями между траловыми станциями. А это, в свою очередь, дает возможность рассматривать любую траловую съемку как съемку, построенную на принципах простого случайного отбора, что открывает возможность оценивать точность полученных результатов. Важно провести обработку массовых материалов для подтверждения этого предположения.

Аналогично, этот комплекс программ может служить основой для оптимального планирования наблюдений на гидроакустических съемках.

Подготовлены к практическому использованию алгоритмы и программы для ЭВМ, которые реализуют двухвидовую модель Шефера. Модель предназначена для оценки величины общего вылова в условиях смешанного промысла. Проведены опытные расчеты на материалах серебристого хека и красного налима СЗА, которые показали наличие взаимо-

действия между этими видами и сокращение величины максимального уравновешенного вылова на 20% по сравнению с целевым промыслом.

Пополнена библиотека алгоритмов и программы, с помощью которых можно найти параметры различных зависимостей "запас - пополнение". Помимо моделей Риккера и Бивертонна и Холта в библиотеку включены модели Чепмена, Кушинга и Макфаддена.

Выполнена разработка методических рекомендаций по оценке оправдываемости прогнозов величины вылова на усилии. При их составлении использованы материалы обзора существующих методов. В рекомендации включены метод оценки оправдываемости прогнозов, основанный на таблице вероятностей, метод, основанный на использовании коэффициента несоответствия, а также оценки с помощью коэффициента корреляции.

Тексты программы на алгоритмических языках и соответствующая техническая документация находятся в фонде алгоритмов и программ Атлант И И Р О.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гандин Л.С. Объективный анализ метеорологических полей. Л., " Гидрометеорологическое издательство ", 1963, 287 с.
2. Гандин Л.С., Каган Р.Л. Статистические методы интерпретации метеорологических данных. Л., " Гидрометеоздат " , 1976, 359 с.
3. Беляев В.И. Обработка и теоретический анализ океанографических наблюдений. Киев., " Наукова думка ", 1973. 295 с.
4. Андрущенко А.А., Беляев В.И. Математическое обеспечение расчетов океанографических полей по данным наблюдений. Киев, " Наукова думка", 1978. 134 с.
5. Методика оценки запасов промысловых объектов по данным регулярной сети проб. (Отчет, том II), шифр темы 32 (27,28), инв. № Б725050. Азово - Черноморский научно - исследовательский институт морского рыбного хозяйства и океанографии (Азчер Н И Р О), Кокос Л.М., Керчь, 1978. 144 с. с илл.
6. Модели, программы и уточненные алгоритмы задач первой очереди АССБ. Задачи фонда алгоритмов и программ для ЭВМ третьего поколения (промежуточный отчет), шифр темы 36 (35) 0.80.06.02.25, инв. № Б930117. Азово - Черноморский научно - исследовательский институт морского рыбного хозяйства и океанографии (Азчер Н И Р О), Кокос Л.М., Керчь, 1980. 216 с. с илл.
7. Каган Р.Л. Осреднение метеорологических полей. Л. " Гидрометеоздат " , 1979, 214 с. с илл.
8. Матерон Я. Основы прикладной геостатистики. М., " Мир " , 1968. с.
9. Методические материалы к гидрометеорологической характеристике промысловых районов Северной Атлантики. (Аномалии температуры воды 1957 - 1971 гг.). Атлант Н И Р О, Калининград, 1977. 213 с.
10. Методические материалы к гидрометеорологической характеристике промысловых районов Северной Атлантики. (Аномалии температуры воздуха 1957 - 1971 гг.) АтлантНИРО, 1979. 213 с.

11. Кушинг Д.Х. Морская экология и рыболовство. М., Пищевая промышленность, 1979. с.
12. Chapman D.G. Spawner-recruit models and estimation of the level of maximum sustainable catch. *Rapports et proces-verbaux des reunions.* v. 164, p. 325-332.
13. Paulik G.J. Studies of the possible form of the stock-recruitment curve. *Rapports et proces-verbaux des reunions.* v. 164, p. 302-315.
14. Pope J.G. The effect of biological interaction on the theory of mixed fisheries. *Int. Comm. Northw. Atlant. Fish. Sel. Pap. No 1, 1976 z., p. 157-162.*
15. Walter G.G. Graphical methods for estimating parameters in simple models of fisheries. *Ann. Meet. int. Comm. Northw. Atlant. Fish. Res. Doc. No 51, Ser. No 3530, 1975 z.*
16. Pope J.G., and O.C. Hartzis. The South African pilchard and anchovy stock complex an example of the effects of biological interactions between species. *Spec. Meet. int. Comm. Northw. Atlant. Fish, Sept. Res. Doc. No 133, Ser. No 3685, 1975 z.*
17. Е.М.Четыркин. Статистические методы прогнозирования. М. Статистика, 1977. 200 с.
18. Прогностика: общие понятия. Объект прогнозирования. Аппарат прогнозирования. Терминология. Отв. ред. В.И.Сифоров. М. Наука, 1978, Вып. 92. 32 с.
19. В.А.Лисичкин. Теория и практика прогностики. М. Наука, 1972. 223 с.

20. Н.А.Багров. Оценка качества вероятностных прогнозов. Труды ГИЦ, 1968, Вып. 28, с. 3 - 10.
21. Г.Тейл. Прикладное экономическое прогнозирование. М. Прогресс, 1970, 509 с.
22. Г.Тейл. Экономические прогнозы и принятие решений. М. Статистика, 1971, 488 с.
23. В.К.Абузьяров, Ю.И.Шамраев. Морские гидрологические информации и прогнозы. Ленинград, Гидрометеопиздат, 1974, 219 с.
24. Андреев Н.Н., Азволинский А.И. и Драпацкий М.Я. Критерий оценки прогноза возможного улова. Рыбное хозяйство, № II, 1977, с. 67 - 70.
25. Малкин Е.М. Сравнительный показатель оправданности прогнозов вылова рыб и состоятельности методов прогнозирования. Рыбное хозяйство, № 8, 1979, с. I3-I4.
26. Груза В.Г., Ранькова Э.Я. Об оценках качества вероятностных прогнозов погоды. Труды СИНИГМИ, 1970, Вып. 47 (62), с. 3 - 9.
27. А.С.Монин. Об использовании ненадежных прогнозов. Известия АН СССР, серия геофизическая, № 2, М., 1962, с. 218 - 228.
28. Багров Н.А. Об экономической полезности прогнозов. Метеорология и гидрология, № 2, 1966, с. 3 - 12.
29. Л.С.Гандин, Е.Е.Луковский. О рациональном использовании прогностической и климатологической информации при принятии хозяйственных решений. Метеорология и гидрология, № 2, 1973, с. 18 - 26.
30. Б.Н.Беляев. К вопросу об оптимальном использовании гидрометеорологической информации при принятии хозяйственных решений. Метеорология и гидрология, № I, 1974, с. 99 - 102.
31. Л.С.Гандин, Е.Е.Луковский, Еще раз об оптимальном использовании гидрометеорологической информации. Метеорология и гидрология, № II, 1974, с. 102 - 104.
32. Методические указания по подготовке прогнозов уловов рыб и беспозвоночных с годичной и квартальной заблаговременностью. Атлант Н И Р О. Калининград, 1979, 37 с.

33. Прогнозы возможного вылова рыбы и нерыбных объектов в Атлантическом океане и рекомендации по Юго - Восточной части Тихого океана на кварталы 1977 - 1980 гг. Атлант. И. Р. О. Калининград.

34. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М., Наука, 1973 . 576 с.

35. B. E. Brown, J. A. Brenner, E. B. Heyerdahl, M. D. Grosslein, R. C. Hemmings. An Evaluation of the Effect of Fishing on the Total Finfish Biomass in ICNAF Subarea 5 and Statistical Area 6. Res. Doc. 73/8

36. Shimada B. M., Schaefer M. B. A study of changes in fishing effort, abundance, and yield for yellowfin and skipjack tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean. Inter. Am. Trop. Tuna Comm. 1956, 1, 7, 357-469