

На правах рукописи
УЦК 573.22.087.1.001.57

МИХЕЕВ Александр Аркадьевич

**МОДЕЛИРОВАНИЕ СТОХАСТИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ
В ЭКСПЛУАТИРУЕМЫХ ПОПУЛЯЦИЯХ РЫБ
И БЕСПОЗВОНОЧНЫХ
(на примере горбуши *Oncorhynchus gorbuscha*
и синего краба *Paralithodes platypus*
восточного шельфа Сахалина)**

03.00.32 - биологические ресурсы

АВТОРЕФЕРАТ
диссертации на соискание ученой степени
кандидата биологических наук



Южно-Сахалинск, 2004

Работа выполнена в Сахалинском научно-исследовательском институте
рыбного хозяйства и океанографии (СахНИРО), г. Южно-Сахалинск

Научный руководитель:

член-корр. РАН, доктор биологических наук,
профессор

Криксунов Е. А.

Официальные оппоненты:

доктор технических наук

Бородин Р. Г.

кандидат биологических наук

Бобырев А. Е.

Ведущая организация: Институт биологии моря (ИБМ) ДВО РАН,
г. Владивосток

Защита состоится 26 марта 2004 г. в 15:30 в ауд. 557 на заседании диссертационного совета шифр Д.501.001.53 при Московском государственном университете им. М. В. Ломоносова по адресу: 119992, ГСП-2, г. Москва, Ленинские горы, МГУ им. М. В. Ломоносова, биологический факультет.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке биологического факультета МГУ им. М. В. Ломоносова.

Автореферат разослан 26 февраля 2004 г.

Ученый секретарь

диссертационного совета Д.501.001.53

кандидат биологических наук

Т. И. Куга

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

Актуальность исследований. Актуальность разработки методов определения уловистости и площади облова ловушек, необходимых при расчетах численности по ловушечным индексам, обусловлена несколькими причинами. Во-первых, при проведении контрольного лова накоплены большие массивы данных по уловам на ловушку, и на сегодня для некоторых донных беспозвоночных эта информация является единственной характеристикой величины запаса (Михеев, 2002а). Во-вторых, промысел краба уже длительный период времени разрешен только с применением ловушек (Иванов, 1994а, б). В-третьих, в ряде районов невозможно вести прямой учет численности другими орудиями лова (Miller, 1975). В-четвертых, получение оценок уловистости и площади облова ловушек связано с объективными трудностями, и до сих пор эта проблема в целом не решена (Sainte-Marie and Hargrave, 1987; Himmelman, 1988; Miller, 1990; Arena et al., 1994; Иванов, 1999).

В последние годы также является актуальным регулирование вылова беспозвоночных на основе предосторожного подхода из-за критического спада численности и интенсивного нелегального изъятия (Petry et al., 1999; Михеев, 1999). Не менее актуально оценить роль промысла в наступившей депрессии запасов беспозвоночных (Иванов, 2002). Это, в свою очередь, требует развития моделей, позволяющих определять промысловую смертность и пополнение в условиях, когда отсутствует достоверная информация о годовом вылове и промысловых усилиях, а для беспозвоночных с прерывистым ростом еще и при неизвестной возрастной структуре запаса (Kruse et al., 1996; Zheng et al., 1997а, б, с, 1998а, б; Quinn et al., 1998; Collie and Kruse, 1998; Михеев, 2003).

Весьма актуальной является и разработка методов среднесрочного прогнозирования обилия нерестовой горбуши с учетом долгопериодных трендов в динамике численности. Как известно, несмотря на определенные успехи (Шунтов и Темных, 2003), оперативное прогнозирование подходов горбуши своим малым упреждением значительно ограничивает возможности эффективного управления промыслом (Jaenicke et al., 1998). Вместе с тем прогноз с заблаговременностью более года из-за сильных флуктуации численности оправдывается слабо (Бирман, 1966, 1969, 1985; Шунтов, 1995; Михеев, 1996). Главная причина этого кроется, вероятно, в плохом знании факторов, определяющих смертность горбуши на различных этапах жизни (Радченко и Рассадников, 1997; Jaenicke et al., 1998; Радченко, 2001). Тем не менее, к настоящему времени установлена коррелятивная связь между долгопериодными трендами в динамике численности горбуши, с одной стороны, и некоторыми характеристиками глобального климата, с другой (Beamish and Bouillon, 1993; Чигиринский, 1993; Klyashotin, 1998; Beamish et al., 1999). И хотя указанные тренды сложно выделить, особенно в тех районах, где ряды данных коротки, без их учета прогнозирование подходов горбуши обречено на неудачу (Шунтов, 1993, 1994; Шунтов и Чигиринский, 1995; Кляшторнн, 2000; Грищенко и др., 2002).

Важной особенностью перечисленных выше проблем является то, что все они существенно связаны со стохастическими процессами, происходящими в популяциях. Например, при определении уловистости и площади облова ловушек приходится учитывать статистическую природу поиска пищи животными, в том числе по запаху (Sainte-Marie and Hargrave, 1987; Михеев, 2001). Рост животных, определяющий наряду с селективным промыслом динамику поколений и продукцию в запасе, с самых общих позиций также является вероятностным процессом (Суханов, 1980; Tanaka and Tanaka, 1990). Тем более это относится к частному случаю роста, сопровождающегося линькой (Balsiger, 1974; Collie, 1991; Kruse and ColligJ991; Zheng et al., 1995а, б,



1996). Помимо прочего, управление запасами требует принимать во внимание случайные вариации в межгодовой динамике промысловых усилий (Schnute, 1991; Hilborn and Walters, 1992). Наконец, влияние многочисленных, часто независимых друг от друга, экосистемных факторов краткосрочного и среднесрочного действия генерирует стохастические нарушения в зависимости «родители-потомки», свойственной популяциям с неперекрывающимися поколениями, к которым относится горбуша (Ricker, 1972; Cushing, 1973, 1995; Mikheyev, 1996; Chen, 2001; Chen and Irvine, 2001).

Цель исследований. Применить математические модели стохастических процессов к решению перечисленных проблем для эксплуатируемых популяций синего краба *Paralithodes platypus* восточного Сахалина и горбуши *Oncorhynchus gorbuscha* залива Анива и юго-восточного Сахалина.

Задачи исследований:

1. Разработать три стохастические модели: 1) «хищник-приманка» для имитации шлейфа запаха от приманок и пространственного поведения донных животных под его влиянием; 2) когортный анализ процессов в популяции беспозвоночных с прерывистым ростом для связи неизвестных общих уловов, усилий и обилия возрастных классов запаса с наблюдаемыми уловами на ловушку и размерным составом уловов; 3) фильтр Калмана для учета численности популяции с неперекрывающимися поколениями и фиксированным сроком жизни, находящейся под влиянием внешней среды, на основе зависимости «родители-потомки» с добавлением тренда остатков.

2. Построить зависимость вероятности попадания в ловушку от расстояния до приманки. Разработать на ее основе метод оценивания уловистости и площади облова ловушек по экспериментальным данным, в том числе полученным с помощью компьютерных экспериментов с применением модели «хищник-приманка». Найти указанные характеристики для стандартной ловушки в отношении шельфовых крабов-литодид восточного Сахалина.

3. Построить зависимости улова на ловушку от числа ловушек и времени застоя соответственно и проверить их на реальных данных с помощью регрессионного анализа. Определить число ловушек и продолжительность застоя, при которых достигается максимальный улов на ловушку и порядок для камчатского и синего крабов западного и восточного шельфа Сахалина соответственно.

4. Применить стохастическую когортную модель процессов к определению возрастной структуры, динамики годовых уловов и усилий за период наблюдений, а также установить на основе полученных данных биологические ориентиры и рекомендовать оптимальную стратегию промысла для синего краба восточного Сахалина.

5. Подогнать зависимость Риккера «родители-потомки» к данным нерестовых возвратов горбуши залива Анива и юго-восточного Сахалина и выделить квазигармонический тренд из ее остатков. С помощью фильтра Калмана дать прогноз численности подходов в указанные районы.

Научная новизна полученных результатов. Разработаны три новые стохастические модели: 1) «хищник-приманка», которая может пополнить класс базовых моделей теории рыболовства; 2) когортный анализ процессов в форме пространства состояний; 3) фильтр Калмана на основе связи «родители-потомки» с квазигармоническим трендом. Получен ряд новых аналитических и численных результатов, касающихся поведения донных животных при поиске пищи по запаху. Получен ряд новых зависимостей, формул и результатов, касающихся промыслового действия ловушек, в том числе в отношении крабов-литодид шельфа Сахалина. Для запаса синего краба восточного Сахалина впервые определены возрастная структура, объемы годовых уловов и усилий по годам, найдена оптимальная стратегия промысла на основе предосторожного-подхода. Построен новый алгоритм фильтра Калмана,

пригодный для моделей рыболовства. Разработан новый подход к анализу периодичности временных рядов, основанный на нелинейном методе наименьших квадратов. Для горбуши из исследуемых районов впервые установлены величины вкладов долгопериодных глобальных и краткосрочных региональных факторов в нарушение связи «родители-потомки», и оценена погрешность учета.

Практическая значимость работы. Даны рекомендации по регулированию промысла синего краба восточного Сахалина и прогноз численности половозрелой горбуши залива Анива и юго-восточного Сахалина – запасов, относящихся к ценным биологическим ресурсам в регионе. Оценены объем нелегального изъятия синего краба и ошибка учета горбуши в рассматриваемых районах. Получены оценки уловистости и площади облова стандартной ловушки для шельфовых крабов-литид восточного Сахалина, что позволяет использовать мониторинговую информацию по ловушечным индексам для расчета величины запасов этих видов методом площадей.

Достоверность и обоснованность результатов подтверждается большим количеством фактических данных, включая многочисленные литературные материалы.

Апробация работы. Результаты исследований, изложенные в диссертационной работе, представлялись на III науч.-практ. ионф. (Сахалинское обл. отд.-ние географ. о-ва, Южно-Сахалинск, 1987), XIV и IV реп конф. молодых ученых и специалистов (ИМГИГ ДВО АН СССР, Южно-Сахалинск, 1989; ИБМ ДВО АН СССР, Владивосток, 1989), симпозиуме «Охотское море и прилегающие районы» (раб. группа PICES, Владивосток, 1995), отчет, сессиях ТИНРО-Центра (Дальневосточный спец. совет по промысловым беспозвоночным, Южно-Сахалинск, 2000; раб. группа по изучению Охотского моря, Владивосток, 2001), отчет, сессии СахНИРО (Южно-Сахалинск, 2002).

Личный вклад автора заключается в постановке задач, разработке методов и моделей, выводе формул, анализе моделей, проведении компьютерных экспериментов, экспедиционном сборе данных по синему крабу восточного Сахалина, анализе данных и результатов моделирования, интерпретации результатов, формулировке выводов и подготовке практических рекомендаций.

Публикации. По теме диссертации опубликовано 13 работ, и 2 находятся в печати.

Структура и объем работы. Работа состоит из введения, трех глав, заключения, библиографического списка использованной литературы (527 наименований), приложений; изложена на 192 страницах машинописного текста, содержит 60 рисунков (из них 24 в приложении) и 26 таблиц.

СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

Глава I. Краткая история развития стохастических рыбопромысловых моделей

Хотя широкое использование стохастических моделей в рыбохозяйственных исследованиях началось, пожалуй, с конца 1970-х (Doubleday, 1976; Скалецкая и др., 1979; Суханов, 1980; Криксунов и Меншуткин, 1981; Fournier and Archibald, 1982; Kimura and Tagart, 1982; Криксунов и Снетков, 1985), необходимость учета стохастичности была осознана в основной массе исследователей, по-видимому, позже (Schnute, 1991). С современных позиций введение вероятностных компонент обусловлено, прежде всего, присутствием в системе «запас-промысел» фундаментальных неопределенностей, игнорированием которых объясняются частые неудачи применения моделей к реальному рыболовству (Schnute and Richards, 2001). К настоя-

щему времени стохастические рыбопромысловые модели уже стали нормой (Sullivan et al., 1990; Kizner and Vasilyev, 1993, 1997; Paloheimo and Chen, 1996; Суханов, 1990, 1997; Restrepo and Legault, 1998; Абакумов, 2000; MacCall, 2002; Lewy and Nielsen, 2003; и т.д.).

Наблюдаемые во второй половине XX в. негативные тенденции в мировом рыболовстве привели в 1995 г. к принятию на международном уровне ряда документов, рекомендуемых для стабильной эксплуатации и сохранности популяций применять принцип предосторожности и концепцию устойчивого развития (Garcia, 1994a,b; Caddy and Mahon, 1995). В данной связи Дж. Колли и Х. Гисласон замечают: «...в последнее десятилетие XX в. акцент в управлении промыслами сдвинулся с оптимизации уловов к сохранению запасов за счет предотвращения их перелова» (Collie and Gislason, 2001, p. 2167). Как известно, предосторожный подход устанавливает правила регулирования, базирующиеся на биологических ориентирах и анализе риска (Caddy and McGarvey, 1996; Hilborn and Peterman, 1996; Caddy, 1998; Richards et al., 1998; Schnute and Richards, 1998; Bradford et al., 2000; Pauly et al., 2001). Одной из главных задач указанного подхода является минимизация риска перелова (Rosenberg and Restrepo, 1994; Brodziak, 2002; Myers et al., 2002). Как отметил Р. Хилборн с соавт. в связи с развитием новых взглядов на управление морскими биологическими ресурсами: «Было осознано, что управление запасами прямо связано с проблемой принятия решений, направленных на достижение множества целей в условиях неопределенности» (Hilborn et al., 2001, p. 100).

Сегодня выделяют шесть источников неопределенности: природный шум, погрешность измерений, неадекватность модели, ошибку оценивания, неопределенности в сфере управления и принятия решений (операциональная и институциональная ошибки) (Rice and Richards, 1996; Francis and Shotton, 1997; Schnute and Richards, 2001; Chen and Wilson, 2002). Исследованию влияния различных источников неопределенности на оценки запасов и выбор стратегии управления посвящена многочисленная литература (Schnute, 1989; Richards et al., 1992; Schnute and Richards, 1995; Rivot et al., 2001). В области анализа рисков при принятии решений по регулированию промысла к настоящему времени также накоплен богатый опыт (Rivard and Maguire, 1993; Hilborn et al., 1994; Punt et al., 1994; Ianelli and Heifetz, 1995a, b; Lane and Stephenson, 1997; Richards and Maguire, 1998; Robb and Peterman, 1998; Schnute et al., 2000; Chen and Wilson, 2002; Myers et al., 2002).

Как упоминалось выше, одним из важнейших источников неопределенности является природный шум в процессах, происходящих в запасе, который генерируют разнообразными факторы. В частности, многолетние исследования динамики численности популяций привели к пониманию, что рыбопромысловые модели не могут быть корректными без введения стохастических компонент, представляющих влияние внешней среды (Kope and Botsford, 1988; Prager and MacCall, 1988; Walters and Collie, 1988; Frederick and Peterman, 1995; Jakobson and MacCall, 1995; Walters and Parma, 1996; Абакумов, 1997; Adkison and Peterman, 2000; Jakobson et al., 2001). Другой источник неопределенности связан с реалистичностью модели, тем, как она отражает механизмы, лежащие в основе моделируемого феномена. В последние годы большинство исследователей признает, что не может быть универсальных рыбопромысловых моделей (Hilborn, 1992; Caddy, 1996; Gilbert, 1997; Myers, 1997; Richards and Schnute, 1998; Sainsbury, 1998; Hollowed et al., 2000). Все чаще практикуется совместный анализ конкурирующих моделей различных классов и конкурирующих источников информации, призванный учитывать неопределенность выбора модели (Kimura, 1988; Fournier and Warburton, 1989; Richards, 1991; Pelletier et al., 1993; Polacheck et al., 1993; Schnute, 1993; Schnute and Hilborn, 1993; Ianelli, 2002). Для

учета ошибок измерений в рыбопромысловые модели вводится, как правило, специальное уравнение наблюдения (Deriso et al., 1985,1989; Gavaris, 1988; Myers and Cadigan, 1995; Patterson, 1999; Maunder, 2001). Это позволяет обрабатывать дополнительную информацию из различных источников: учетные съемки, специализированные и поисковые съемки, контрольный лов, промысел.

На сегодняшний день все базовые модели рыболовства имеют разнообразные стохастические варианты, учитывающие шум процессов, погрешность измерений или ошибку оценивания. Их появление потребовало разработки и внедрения эффективных методов оценивания, новых компьютерных алгоритмов и программ (Schnute et al., 1998, Quinn and Deriso, 1999; Cadigan and Myers, 2001). К настоящему времени сформировалось два основных подхода к определению переменных и параметров модели: калмановская фильтрация и байесовское оценивание (Schnute, 1994). Оба подхода используют вычисление функции правдоподобия и имеют достоинства и недостатки (Meyer and Millar, 1999b). Для применения фильтра Калмана необходимо представить модель в виде уравнений процесса и наблюдения, а переменные выразить в форме пространства состояний. На сегодняшний день все стохастические базовые модели рыболовства уже существуют в форме пространства состояний (Pella, 1993; Kimura et al., 1996; Reed and Simons, 1996; Meyer and Millar, 1999a; Millar and Meyer, 2000). Алгоритм фильтра позволяет прогнозировать состояния, фильтруя из общей неопределенности модели и раздельно оценивая шум процесса и погрешность измерения. В последнее десятилетие фильтр Калмана широко применяется в рыбохозяйственном моделировании (Sullivan, 1992; Gudmundsson, 1994, 1998; Schnute and Richards, 1995).

В отличие от частотной байесовская интерпретация вероятности использует менее сложную технику оценивания, поскольку вычисление апостериорного распределения не требует искать максимум функции правдоподобия. Главным же достоинством последнего подхода считается учет мнения экспертов относительно априорных оценок. Недавно в рыбохозяйственных исследованиях появился иерархический байесовский мета-анализ, предназначенный для обработки информации из независимых источников на основе достаточно широкого класса моделей (Harley and Myers, 2001). В настоящее время байесовский подход стал весьма популярным среди специалистов по рыбопромысловым моделям во всем мире (McAllister and Ianelli, 1997; Myers, 1997; Punt and Hilbom, 1997; Adkison et al., 1998; Ianelli and Fournier, 1998; Pella et al., 1998; Smith and Punt, 1998; Myers et al., 2001,2002; Nielsen and Lewy, 2002).

Известно, что поиск оптимальных оценок параметров в сложных моделях приводит, как правило, к однозначно неразрешимой вычислительной задаче (Sekhon and Mebane, 1998). Тем не менее, уже построены алгоритмы, способные справиться с этой проблемой. Среди них автоматическое дифференцирование, генетический (или, более широко, эволюционный) поиск и нечеткая логика. В последние годы эти алгоритмы начали интенсивно внедряться в рыбопромысловые модели (Fournier, 1994; Sails, 1996; Fournier et al., 1998; Sails and Ferson, 1998; Chen et al., 2000; Chen, 2001). В последние годы в области анализа и прогнозирования динамики численности лососей были апробированы все современные методы рыбопромыслового моделирования, рассмотренные выше. Среди них байесовское оценивание (Schnute et al., 2000; Adkison and Su, 2001; Su et al., 2001), модели пространства состояний и калмановская фильтрация (Peterman et al., 2000,2003; Schnute and Kronlund, 2002), нечеткая логика и генетические алгоритмы (Chen and Irvine, 2001; Chen et al., 2002). По поводу анализа динамики численности беспозвоночных с прерывистым ростом отметим, что в прошедшее десятилетие было предложено много стохастических моделей процессов (Kruse and Collie, 1991; Zheng et al., 1995,1996,1997,1998; Kruse et al., 1996;

Quinn et al., 1998; Collie and Kruse, 1998). Однако в форме пространства состояний такие модели, насколько известно, в литературе все еще не представлены.

В завершение следует сказать, что, несмотря на неудачи, связанные с применением моделей рыболовства в управлении водными биологическими ресурсами, теория этих моделей бурно развивается, количество приложений растет, а роль в регулировании промысла остается незаменимой (Sainsbury, 1998). В свою очередь, настоящее развитие стохастических рыбопромысловых моделей стало возможным только в последние десятилетия, с появлением современных оценочных методов, эффективных алгоритмов, мощных компьютеров и программного обеспечения, и подводить окончательные итоги данного этапа исследований, на наш взгляд, еще рано.

Глава II. Материал и методика исследований

При выборе параметров модели «хищник-приманка» использовали литературные данные о распространении запаха от приманок в морской воде и поведении донных беспозвоночных при поиске пищи (Sainte-Marie and Hargrave, 1987; Miller, 1990; Moore et al., 2000). Материалом для определения промысловых свойств ловушек послужили данные по дистанциям между приманками и начальным положением пойманных животных, сгенерированные с помощью модели «хищник-приманка». При определении площади эффективного облова также использовали индексы численности синего краба, полученные в июле 1997 г. при проведении траловой съемки и контрольного лова на восточном Сахалине. При тестировании модельного шлейфа запаха использовали опубликованные данные (Sainte-Marie and Hargrave, 1987, p. 437). Зависимость вероятности найти ловушку от расстояния между приманкой и точкой выпуска верифицировали по известным экспериментальным данным (Himmelman, 1988, p. 526-528). Зависимость улова на ловушку от продолжительности застоя для синего краба восточного Сахалина в период 1993-1998 гг. проверили по 153, 394 и 221 точкам, полученным летом, осенью и зимой соответственно. Аналогично по камчатскому крабу западного Сахалина за 1993-2000 гг. количество данных составило 82,591 и 823. Для зависимости улова на ловушку от их числа для тех же промысловых объектов, но без сезонного деления, объем данных составил 405 и 1466 точек соответственно. Модель для когортного анализа процессов в запасе синего краба на восточном Сахалине применили к ловушечным индексам численности и размерным составам уловов по годам в период 1993-2001 гг., полученным при проведении контрольного лова и биоанализов. Массив исходных данных составил 1244 улова на ловушку и 14951 экз. выборочных промеров и биоанализов. При построении априорных распределений для параметров модели использовали собственные данные по синему крабу и литературные материалы для крабов-литодид (Abe, 1992; Клитин, 1996; и др.). Фильтр Калмана применили к рядам численности подходов горбуши в залив Анива и на юго-восточный Сахалин за 1970-2002 гг. Анализ периодичности провели для указанных данных, а также для биомасс уловов горбуши южного Сахалина за 1907-1986 гг. (Уловы тихоокеанских лососей, 1989).

Общий подход состоял в содержательном рассмотрении механизмов, лежащих в основе изучаемых феноменов, их формализации в виде соответствующих математических моделей или зависимостей, исследовании и применении к реальным данным в свете поставленных целей и задач. Для имитации поиска пищи донными животными по запаху использовали стохастическую модель «хищник-приманка». Шлейф запаха от приманок моделировали на основе краевой задачи для распространения взвеси под влиянием диффузии и адвекции от M точечных затухающих источников (Марчук, 1982). Данная задача состояла из балансового уравнения:

$$\partial_t a(\mathbf{r}, t) = \kappa \Delta a(\mathbf{r}, t) - \mathbf{v} \cdot \nabla a(\mathbf{r}, t) - \gamma a(\mathbf{r}, t) + \sum_{i=1}^M f_i(t) \delta(\mathbf{r} - \mathbf{r}_i), \quad (1)$$

которое описывает распределение концентрации аттрактанта $a(\mathbf{r}, t)$ в точке с радиус-вектором координат $\mathbf{r}=(x, y)$ на плоскости в момент времени t , а также краевых условий, определяющих поведение концентраций в начальный момент времени и на границе. Первое слагаемое в правой части формулы (1) представляет турбулентную диффузию, второе - адвективный перенос, третье - поглощение и трансформацию, последнее - задает суммарное выделение аттрактанта от источников. Распределение источников в точке с радиус-вектором координат \mathbf{r}_i задано с помощью дельта-функции Дирака $\delta(\mathbf{r} - \mathbf{r}_i)$. Режим работы источников задан функцией $f_i(t)$, согласно которой выделение в приманке происходит в течение времени T_i . Решение краевой задачи с уравнением (1) получили с помощью метода потенциалов (Владимиров, 1981). Также нашли решение в классе показательных интегральных функций (Абрамович и Стиган, 1969), которое использовали для анализа распространения шлейфа запаха от одиночной приманки в среде с отсутствующим течением и поглощением. Для компьютерных имитаций применили конечно-разностную аппроксимацию решения в форме потенциалов (Марчук, 1982).

Пространственное поведение особей в окрестности приманки формализовали с помощью марковского процесса (Баруча-Рид, 1969):

$$\mathbf{r}_{i,t+1} = \begin{cases} \mathbf{r}_i, & \text{если } |\mathbf{r}_{i,t} - \mathbf{r}_i| \leq r_T, \quad i=1, 2, \dots, M, \\ \mathbf{r}_{i,t} + \mathbf{g}(\mathbf{r}_{i,t}, t)u(\mathbf{r}_{i,t}, t) + \text{rnd}(0, \sigma(\mathbf{r}_{i,t}, t)), & \text{иначе,} \end{cases} \quad \mathbf{g}(\mathbf{r}, t) = (g_x(\mathbf{r}, t), g_y(\mathbf{r}, t)). \quad (2)$$

Формула (2) описывает последовательные положения координат хищника на плоскости, осуществляющего поиск пищи по запаху. Когда концентрация аттрактанта ниже порогового для восприятия значения, особь, находящаяся в точке с радиус-вектором координат \mathbf{r} в момент t случайно блуждает относительно данного положения с дисперсией $\sigma^2(\mathbf{r}, t)$. В противном случае она совершает хемотаксис - целенаправленную миграцию вдоль градиента $\mathbf{g}(\mathbf{r}, t)$ в распределении аттрактанта. Скорость движения $\mathbf{u}(\mathbf{r}, t)$ при хемотаксисе уменьшается до нуля по мере приближения к одной из приманок, расположенных в точках с радиус-вектором координат $\mathbf{r}_i=(x_i, y_i)$.

С помощью модели «хищник-приманка» были сгенерированы исходные данные, состоящие из значений дистанций между приманкой и точками выпуска особей, попавших в ловушку. На основе этих данных определили ряд параметров промыслового действия стандартной ловушки, включая уловистость и площадь облова, а также построили так называемые кривые прибытий (Sainte-Marie and Hargrave, 1987) для крабов-литодид на восточном шельфе Сахалина. Радиус зоны облова ловушки определили как среднее по дистанциям, измеренным в компьютерном эксперименте на основе модели «хищник-приманка» по формуле:

$$R_c = \sum_{i=1}^M \sum_{k \in K_i} r_{ik} / MC_r \quad (3)$$

Отсюда нашли значение уловистости ловушки по формуле:

$$q_c = MC_r / \rho \pi R_c^2. \quad (4)$$

В формулах (3) и (4) r_{ik} - это дистанция, отделяющая по прямой точку начального положения k -той особи от i -той ловушки; C_r - среднее число особей, прибывших

к ловушке; ρ – средняя плотность скопления на экспериментальном участке; M – число ловушек; K_i – множество меток особей, прибывших к i -той ловушке.

Вероятность найти ловушку в зависимости от расстояния до приманки описали убывающей степенной зависимостью:

$$q(r) = \begin{cases} 1 - (r/R_0)^\beta, & \text{если } 0 \leq r \leq R_0 \\ 0, & \text{если } r > R_0 \end{cases}, \quad (5)$$

в которой R_0 – параметр, определяющий радиус зоны облова ловушки; β – положительный безразмерный параметр, позволяющий охватить различные типы убывания. Определив с помощью регрессионного анализа по фактическим данным указанные параметры, вычислили уловистость ловушки q по формуле (4) при $M=1$ и с заменой величины R_i на R_0 . Кроме того, предложили и исследовали в качестве оценки уловистости среднее выборочное значение, рассчитываемое по частотам поимок $q(r_k)$ особей, выпущенных сериями из фиксированных точек на расстоянии r_k от приманки, по формуле:

$$q_0 = \sum_{k=1}^M q(r_k) N_k / N, \quad (6)$$

где N_k – число особей, выпущенных из k -той точки; N – общая численность выпущенных особей.

Тестировали зависимость, представленную формулой (5), с использованием данных по трубочку *Vuccinum undatum*, полученных с разреза № 4 в восьми экспериментах (Himmelman, 1988). Расстояние, с которого особи имели шанс найти приманку, рассмотрели как случайную величину, распределенную с непрерывной плотностью вероятности. Определив генеральную совокупность указанной случайной величины, применили к ней теорию выборочного оценивания (в частности, формулы моментов) и аналитически вывели с помощью формулы (5) несмещенные и состоятельные оценки уловистости и площади облова ловушки по экспериментальным данным, в том числе сгенерированным с помощью модели «хищник-приманка». Выразили и обосновали ряд зависимостей для стандартизированного улова на ловушку C_i – от числа ловушек в порядке и от продолжительности застоя t , представленных формулами:

$$C_i(n) = -a_1 n^2 + b_1 n; \quad (7)$$

$$C_i(n) = a_2 n^c e^{-b_2(n-1)}; \quad (8)$$

$$C_i(t) = a t e^{-\mu t}; \quad (9)$$

$$C_i(t) = [\alpha t / (\beta t + 1)] e^{-\mu t}; \quad (10)$$

$$C_i(t) = C_{\infty} (1 - P_{\infty}) \{ [1 - P_{\infty} + P_{\infty} ((1 - P_{\infty}) / P_{\infty})^{(r-1) \times (T-t)}]^{-1} - 1 \} e^{-M t}, \quad (11)$$

где $a, a_1, b_1, a_2, b_2, \alpha, \beta, c$ – положительные константы; m, μ, M – параметры, характеризующие элиминацию животных в ловушке; t_1 – время первого прибытия особей к ловушке; P_{∞} – предельная вероятность обнаружения приманки; C_{∞} – константа, характеризующая предел для накопленного числа прибытий. Для подгонки указанных зависимостей к промысловым данным использовали нелинейный регрессионный анализ и соответствующую программу из пакета Systat 9. Из этих же зависимостей вывели формулы для расчета оптимальных значений числа ловушек в порядке

и продолжительности застоя. Вычислили для камчатского краба западного Сахалина и синего краба восточного Сахалина время застоя для лета, осени и зимы и число ловушек в порядке, при которых достигаются максимальные уловы на ловушку и порядок, соответственно.

Для построения стохастической когортной модели процессов в запасе беспозвоночных с прерывистым ростом использовали за основу соответствующие базовые модели (Zheng et al., 1998; Quinnetal., 1998). В отличие от указанных, данная модель - была выполнена в форме пространства состояний на основе матричных уравнений процесса и наблюдения:

$$N_{t+1} = W_t \cdot TRANS_t \cdot N_t \quad (12)$$

$$I_t = V_t \cdot OBS_t \cdot N_t \quad (13)$$

В формулах (12) и (13) N_t и I_t - это вектор-столбцы, состоящие соответственно из численностей размерных когорт на начало года /, а также из среднего улова на ловушку и долей размерного состава улова на момент измерений в тот же год. Указанные векторы представляют: первый - состояние системы (в данном случае запаса), а второй - наблюдаемые характеристики. Диагональные матрицы W_t и V_t состоят из случайных логнормальных компонент с нулевым средним и неизвестными дисперсиями и вводят в модель шум процессов и погрешность измерений. Так называемые переходные матрицы Маркова $TRANS_t$ и OBS_t содержат в себе всю информацию о демографических и продукционных процессах в запасе, а также о процессе наблюдения. В силу громоздкости переходных матриц здесь они в развернутом виде не приводятся. Заметим только, что среди процессов, описываемых в указанных матрицах, присутствуют размерно-селективный вылов, естественная смертность по возрастам, компенсационная смертность для личинок, стохастические линька и рост, размножение и ряд других. В качестве метода оценки параметров модели, использован переборочный алгоритм, основанный на функции нелогарифмического правдоподобия и байесовской функции значимости (Kinas, 1996).

С помощью построенной модели реконструировали когортную динамику запаса, годового вылова и динамику промысловых усилий за указанный период, и имитировали до 2016 г. при различных уровнях интенсивности промысла. Вычислив объемы годового вылова, определили величину нелегального изъятия из данного запаса за период промысла. На основе данных о пополнении, усилиях и годовом вылове, полученных с помощью стохастической когортной модели процессов, построили зависимости «запас-пополнение» с функцией Риккера и Бивертон-Холта, биомассы улова на рекрута Бивертон-Холта, Мейс, с когортной динамикой Поупа и нерестовой биомассы на рекрута от показателя промысловой смертности, продукционные Шефера, регрессии, Фокса и Дои (Масе, 1994; Бабаян, 2000). Определили биологические ориентиры по промысловой биомассе и смертности для регулирования промысла синего краба восточного Сахалина через коэффициенты перечисленных моделей, применив стандартный подход (Sissenwine and Shepherd, 1987). Для предельных, буферных, целевых, предосторожного и мониторингового ориентиров использовали значения:

$$FSB_{lim} = MBAL; \quad FSB_{buf} = FSB_{lim} + \Delta_{FSB0}; \quad FSB_{ig} = FSB_{MSY} + \Delta_{FSB0};$$

$$F_{lim} = F_{crash}; \quad F_{buf} = F_{lim} - \Delta_f; \quad F_{ig} = F_{MSY}; \quad F_{PA} = F_{0.1}, \quad F_{mon} = F_{med}$$

Ориентир MBAL определили как 20% от промыслового потенциала в девственной популяции (Muers et al., 1994). Величину последнего в 3230 т нашли с помощью имитаций Монте-Карло на основе когортной модели процессов. Ориентир F_{MSY} вы-

числили с помощью динамической производственной модели БКМ (Babayan et al., 1989). Доверительные интервалы Δ_F и Δ_{FSB0} рассчитали с помощью бутстрэпа на основе стохастической когортной модели процессов. Преобразовали ориентиры по промысловой смертности F в соответствующие значения коэффициента изъятия E при $M=0.2 \text{ год}^{-1}$ по формуле Баранова. Ввели дополнительный ориентир $E_{НИР}=0.01$. Правила регулирования построили по модифицированной схеме предосторожного подхода ВНИРО (Бабаян, 2000).

Стохастическую модель учета численности горбуши представили в виде уравнений процесса и наблюдения:

$$N_{t+1} = \begin{cases} F(N_t; a, b) + \Phi_t + \varepsilon_t, & \text{если больше } \min(N_t) \\ \min(N_t), & \text{иначе} \end{cases} \quad ; \quad t=1, 2, \dots, t_t-1; \quad (14)$$

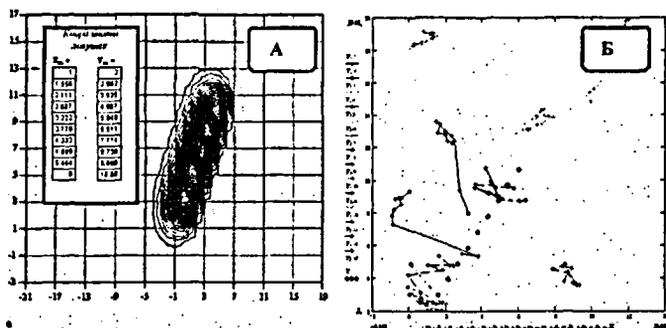
$$Y_t = N_t + \delta_t \quad (15)$$

Формула (14) описывает изменение численности N_t каждые два года как сумму функции Риккера $F(N_t; a, b)$, выражающей связь «родители-потомки», квазигармонического тренда Φ_t и шума ε_t , представляющих нарушения в указанной связи, обусловленные глобальным влиянием климата и краткосрочным воздействием множества независимых экосистемных факторов регионального масштаба соответственно. Формула (15) показывает, что наблюдаемая величина численности подхода Y_t является суммой истинного значения и случайной погрешности δ_t . Случайные компоненты ε_t и δ_t являются некоррелированным гауссовым шумом с нулевым средним и неизвестными дисперсиями σ^2 и σ_m^2 соответственно. На первом этапе были получены оценки параметров кривой Риккера методом наименьших квадратов, а затем вычислены остатки этой зависимости. Далее для оценки параметров квазигармонического тренда к указанным остаткам был применен анализ периодограммы в сочетании со специальным нелинейным методом наименьших квадратов (Справочник по прикладной статистике, 1990). Для прогнозирования численности нерестовых подходов и определения параметров модели, включающих шум процесса и погрешность измерения, был применен фильтр Калмана. Алгоритм данного фильтра построен в форме обновления и на этой основе выведены и применены рекуррентные формулы для вычисления дисперсий прогноза и оценивания, необходимых при оценивании параметров модели.

Глава III. Результаты и обсуждение

Поскольку в теории рыболовства не существует базовых моделей, описывающих пространственное поведение рыб и беспозвоночных в окрестности приманивающих орудий лова, свойства модели «хищник-приманка» исследовали с помощью аналитических методов и компьютерных имитаций. Исследование модели показало, что главными факторами, определяющими промысловые свойства ловушки и ловушечного порядка, являются время действия приманки, а также скорость и направление течения. О том, как работает модель, можно судить по рис 1. При проведении тестовой имитации установили, что характеристики модельного шлейфа запаха, показанного на рис. 2, практически не отличались от контрольных значений. В качестве примера на рис 3 показано поведение животных под влиянием шлейфа запаха от приманки при различных скоростях течения.

С помощью компьютерных имитаций на основе модели «хищник-приманка» сгенерировали данные, соответствующие облову шельфовых крабов-литодид на восточном шельфе о. Сахалин, и по ним определили ряд параметров промыслового действия стандартной ловушки (см. табл. 1).



Параметры: $N=30$; $u_m=1$; $a_c=0.005$; $Q=1$; $T_0=15$; $v=0.3$; $\gamma=0.1$; $\kappa=0.1$; $T_{max}=10$;
 $r_f=0.2$; $\Delta t=2$; $x_0=1$; $y_0=2$; $S_0=324.9$; $L=10$; $M=10$; $\alpha=60^\circ$

Рис. 1. Шлейф запаха от приманок (А) и траектории движения первых 15 особей (В) к концу застоя порядка из 10 ловушек по результатам компьютерной имитации на основе модели «хищник-приманка»

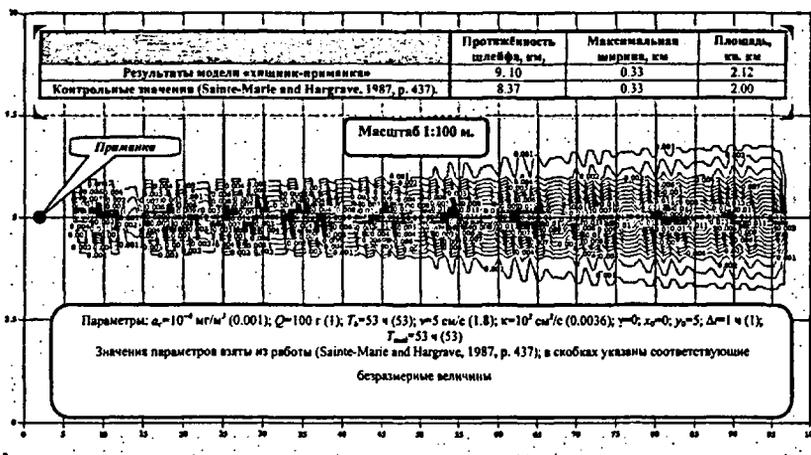


Рис. 2. Шлейф запаха, построенный с помощью модели «хищник-приманка» при проведении контрольного теста

Показали, что оценки среднего для уловистости и площади облова, полученные на основе экспериментальных данных по формулам (3) и (4), являются смещенными. Для устранения этих смещений вывели формулы:

$$q = \beta / (\beta + 2);$$

$$R_0 = \frac{3}{2} [(\beta + 3) / (\beta + 2)] R_c.$$

Параметр β и радиус зоны облова ловушки R_0 можно непосредственно найти по натурным экспериментальным данным о частотах поимок с помощью регрессионного

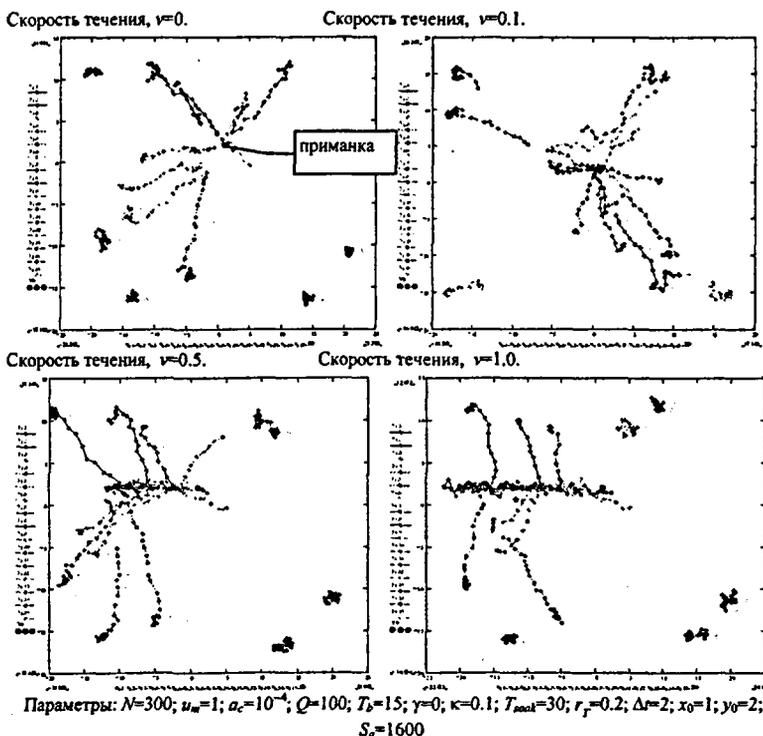


Рис. 3. Траектории движения первых 15 особей в окрестности одиночной приманки при различных скоростях течения, построенные по результатам компьютерной имитации на основе модели «хищник-приманка»

Таблица 1

Параметры промыслового действия стандартной ловушки в отношении крабов-литовид восточного шельфа о. Сахалин по результатам компьютерного эксперимента на основе модели «хищник-приманка»

Параметры: $N=800$ особей; $u_m=0.6$ миль/сут.; $a_c=10^{-2}-10^{-4}$ мг/м³; $Q=100-500$ г; $T_b=1$ сут.; $T_{\text{сид}}=2-4$ сут.; $\gamma=0$; $\kappa=10^2$ см²/с; $r_f=1.5-3.0$ м; $S_p=0.4$ км²; $\rho=2 \cdot 10^{-3}$ экз./м³

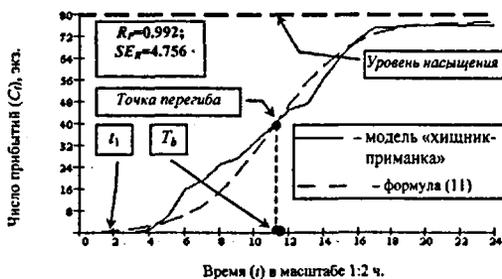
35 имитаций		Параметры промыслового действия ловушки						
		C_p , экз.	ρ	t_p , ч.	t_m , сут.	R_p , м	$S_p \times 10^4$, м ²	q_c
Для $v=0$	Среднее	120.1	0.156	1.6	2.01	127.9	5.314	1.14
	Ст. ошибка	15.07	0.0195	0.06	0.173	6.50	0.5069	0.055
Для $0.1 \leq v \leq 1$ см/с	Среднее	2.9	0.004	2.0	0.98	86.3	2.836	0.12
	Ст. ошибка	0.43	0.0005	0.24	0.016	9.12	0.5529	0.026
Для $0 \leq v \leq 1$ см/с	Среднее	49.8	0.064	1.9	1.69	103.4	3.857	0.54
	Ст. ошибка	11.48	0.0148	0.15	0.169	6.91	0.4362	0.092



Рис. 4. Линия регрессии (5) для частот поимок, соответствующих средним r и экспериментальным значениям расстояния до приманки

с помощью модели «хищник-приманка» были сгенерированы данные, по которым рассчитали величины q_c и R_c (см. табл. 1). В результате нашли, что несмещенные оценки уловистости и площади облова стандартной ловушки для крабов-литодид восточного шельфа о. Сахалин составили 0.12 и 157 тыс. кв. м соответственно. Кроме того, предполагая параметр β видоспецифическим, заключили, что величина уловистости стандартных ловушек в отношении шельфовых крабов-литодид, превышающая значение 0.33, маловероятна.

По результатам компьютерных экспериментов построили кривую прибытий животных к ловушке и дали ее формальное представление и теоретическое обоснование (см. рис. 5). Кривая прибытий, построенная с помощью модели «хищник-приманка», позволяет определить время первого прибытия и время смены фаз экспоненциального роста и асимптотического насыщения для числа прибытий. Первая из указанных характеристик находится в обратной зависимости от плотности скопления и может использоваться в качестве условного индекса численности, а вторая показывает время действия приманки и позволяет рассчитать продолжительность эффективного зстоя ловушки. С помощью кривой прибытий установили вид зависимости между уловом на



Параметры модели «хищник-приманка»: $N=300$; $a_c=0.001$; $Q=5$; $T_b=12$; $v=0$; $\gamma=0$; $k=0.0072$; $r_f=0.015$; $T_{total}=24$; $S_c=39.9$; $\sigma_m=0.308$

Параметры в формуле (11): $C_m=78$; $P_m=0.99$; $T_b=11$; $t_1=1$; $M=0$

Рис. 5. Кривая прибытий по результатам вычислительного эксперимента на основе модели «хищник-приманка» и согласно формуле (11)

анализа, как в случае, представленном на рис. 4. Заметим, что приведенная на рисунке регрессия была подтверждена для данных по трубачу с корреляцией свыше 99%. Если указанные данные отсутствуют, а имеются данные по дистанциям между начальным положением пойманных особей и приманкой, то параметр β можно найти при известном значении q_c как корень уравнения, также выведенного автором:

$$\beta(\beta+3)^2/(\beta+2)^3 = 4/9 q_c$$

в частности, для крабов-литодид в частности, для крабов-литодид с помощью модели «хищник-приманка» были сгенерированы данные, по которым рассчитали величины q_c и R_c (см. табл. 1). В результате нашли, что несмещенные оценки уловистости и площади облова стандартной ловушки для крабов-литодид восточного шельфа о. Сахалин составили 0.12 и 157 тыс. кв. м соответственно. Кроме того, предполагая параметр β видоспецифическим, заключили, что величина уловистости стандартных ловушек в отношении шельфовых крабов-литодид, превышающая значение 0.33, маловероятна. По результатам компьютерных экспериментов построили кривую прибытий животных к ловушке и дали ее формальное представление и теоретическое обоснование (см. рис. 5). Кривая прибытий, построенная с помощью модели «хищник-приманка», позволяет определить время первого прибытия и время смены фаз экспоненциального роста и асимптотического насыщения для числа прибытий. Первая из указанных характеристик находится в обратной зависимости от плотности скопления и может использоваться в качестве условного индекса численности, а вторая показывает время действия приманки и позволяет рассчитать продолжительность эффективного зстоя ловушки. С помощью кривой прибытий установили вид зависимости между уловом на ловушку и продолжительностью зстоя (см. формулу (11)). Для сравнения использовали еще два вида данной зависимости, выраженных формулами (9) и (10). Кроме того, вывели зависимость уловов от количества ловушек (см. формулу (8)). Приближенный вариант последней зависимости показан в формуле (7). Нашли с делением по сезонам для синего краба восточного Сахалина и камчатского краба запад-

ного Сахалина оптимальные значения для числа ловушек в порядке и продолжительности их застоя. Перечисленные выше зависимости были подтверждены с корреляцией 70-98%, и только в двух случаях - на уровне 50%. Лучшие результаты дали формулы (8) и (11). Соответствующие кривые показаны на рис. 6.

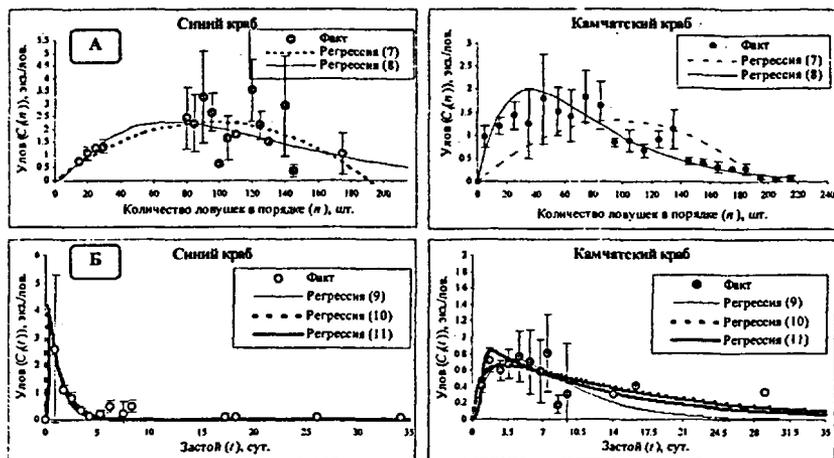


Рис. 6. Кривые зависимости улова на ловушку от (А) числа ловушек и (Б) продолжительности застоя осенью для синего краба восточного Сахалина за 1993–1998 гг. и камчатского краба Татарского пролива за 1993–2000 гг.

С помощью стохастической когортной модели процессов, представленной уравнениями (12) и (13), на основе данных о промысловых индексах численности и размерном составе уловов восстановили ретроспективную динамику синего краба восточного Сахалина. Применение когортной модели позволило удовлетворительно описать наблюдаемые данные. Остаточная погрешность модели при этом не превысила 10%. По результатам моделирования нашли биологические ориентиры для предосторожного регулирования промысла. Указанную модель применили для имитации перспективной динамики запаса и пополнения методом Монте-Карло при пяти различных стратегиях промысла. Результаты показаны на соответствующей диаграмме, демонстрирующей действие формализованных правил регулирования (см. рис 7). Из рисунка видно, что первая стратегия с изъятием около 10% помещает запас в область безопасного, но не оптимального промысла. Стратегия № 2, соответствующая текущему уровню промысловых усилий с изъятием от 17 до 22%, является оптимальной с риском пересечения буферной отметки менее 1%. Пики прогнозируемых уловов при стратегии № 2 близки к отметке 800 т, что соответствует оценкам максимальных уловов из регрессий Шефера и Фокса. Стратегия № 3 ведет к увеличению промысловой нагрузки до предельного уровня изъятия в 34%, когда риск пересечения граничного ориентира по биомассе приближается к 5%, а буферного - более 99%. Стратегии № 4 и 5 с коэффициентами изъятия более 40% с 95%-ной вероятностью ведут к перелову запаса по росту. Как видно из рис. 7, оптимальный коэффициент изъятия, соответствующий предосторожному подходу, примерно в два раза превышает значение 10%, часто рекомендуемое для большинства крабов Охотского моря.

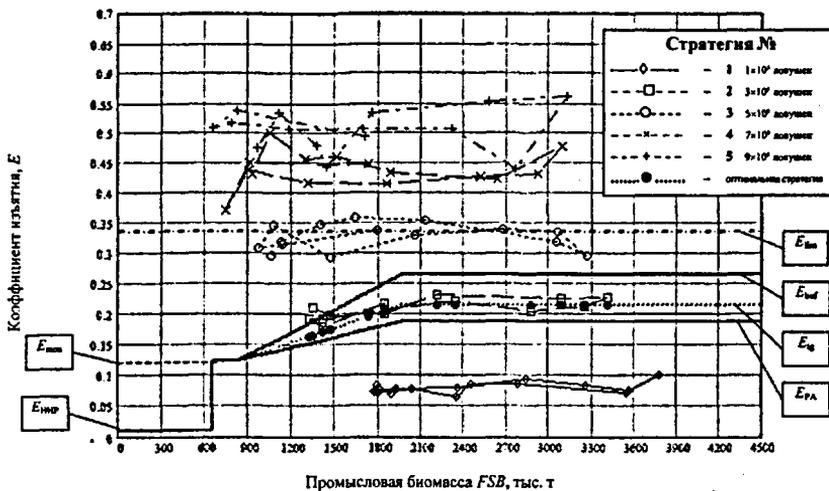


Рис. 7. Диаграмма управления запасом синего краба восточного Сахалина на основе предосторожного подхода при стратегии постоянной интенсивности промысла ($f=const.$)

Результаты моделирования показали, что увеличение интенсивности промысла с 300 до 900 тыс. лов/год, т. е. с текущего уровня до предельного, привело к снижению нерестовой биомассы с 5,6 до 4,8 тыс. т и увеличению биомассы созревших самцов с 0,8 до 1 тыс. т (см. рис 8)). Полученный прирост биомассы соответствует приблизительно прибавке в 10 тыс. рекрутов. Из зависимости «запас-пополнение» нашли, что нерестовой биомассе 4,8 тыс. т соответствует максимальное пополнение (см. рис 9). При этом, как видно из табл. 2, компенсаторная составляющая личиночной смертности при заданном повышении интенсивности промысла снизилась почти вдвое. Следовательно, причиной появления на восточном Сахалине в последние годы низкоурожайных поколений синего краба может быть перенаселение и соответствующий рост личиночной смертности в предшествующий период. В таком случае задержка во времени должна равняться продолжительности созревания особей, т. е. приблизительно 6 лет. Действительно, получили, что пик биомассы производителей в 14-15 тыс. т был достигнут в 1995-97 гг. и упал до 3-4 тыс. т к 2001-2003 гг.

Таблица 2

Некоторые репродуктивные характеристики запаса при двух уровнях интенсивности промысла для синего краба восточного Сахалина:

По результатам применения когортной модели, размер рекрутов принят 12 см по ширине карапакса

Промысловое усилие, сотни тыс. лов./год	Средняя нерестовая биомасса, тыс. т	Средняя численность пополнения по модели Риккера «запас-пополнение», млн. экз.	Средняя биомасса созревших самцов с шириной карапакса 11 см, тыс. т	Компенсаторная составляющая личиночной смертности, млн./год ⁻¹
3	5.6	0.719	0.8	24.1
9	4.8	0.731	1.0	14.5

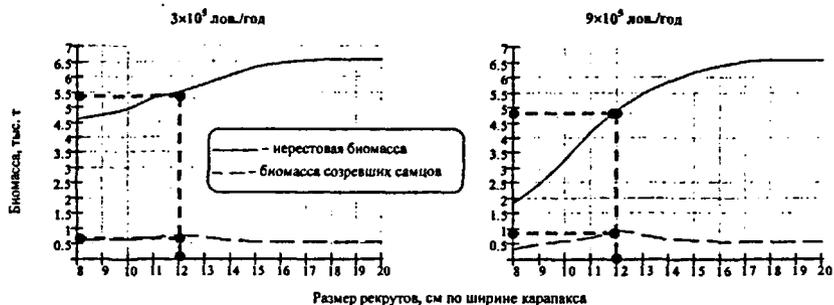


Рис. 8. Зависимость средней биомассы нерестового запаса и созревших самцов синего краба восточного Сахалина от размера рекрутов при двух уровнях интенсивности промысла за период 2001–2016 гг.

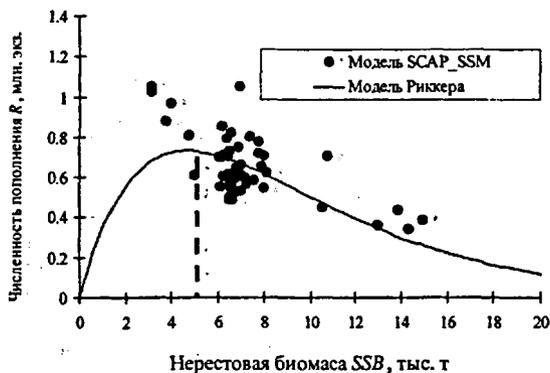


Рис. 9. Зависимость «запас–пополнение» для синего краба восточного Сахалина на основе модели Риккера

используя указанную модель, оценили объем нелегального изъятия синего краба и нашли многократное превышение квоты в период с 1998 г. по настоящее время (см. рис. 10). В частности, нелегальное изъятие синего краба на восточном Сахалине превышало установленную квоту в 1999 г. в 6.5 раз. Заметим, что модельная оценка браконьерского вылова в указанном году вполне сопоставима с официальными данными.

Зависимость «родители–потомки» с функцией Рикера для половозрелых возвратов горбуши в залив Анива и на юго-восточный Сахалин показана на рис 11. Из остатков данной зависимости достоверно выделяется квазипериодический тренд, с коэффициентами корреляции 0.82 и 0.49, соответственно по указанным районам (см. рис 12). Анализируя периодичность тренда остатков, выделили в нем гармоники с периодами, близкими к значениям 3.3, 5.5, 11, 22 и 33 года, что позволяет рассматривать указанный тренд, как результат влияния глобального климата на связь «родители–потомки» (Бирман, 1985; Суханов и Тиллер, 1998). Дополнив зависимость Риккера уравнением наблюдения (15) с погрешностью измерений, заданной белым гауссовым шумом с нулевым средним и неизвестной дисперсией, получили модель для применения фильтра Калмана. С помощью указанного фильтра реконструировали динамику численности и построили прогноз величины подхода с двухлетней заблаговременностью для указанных запасов (см. рис 13). Для залива Анива относительная погрешность прогноза по подходу горбуши на 2003 г., выполненного с помощью разработанной модели «родители–потомки» с квазигармоническим трендом и стохастическим шумом, составила +38.5%, для юго-восточного Сахалина +2.9%, а в сумме

по двум районам ошибка прогноза была +13%. (см. табл. 3). Оценив величину интенсивности процессного шума и погрешности измерений, нашли, что ошибка учета горбуши в заливе Анива и на юго-восточном побережье Сахалина одинакова, хотя корреляция между остатками зависимости «родители-потомки» и аппроксимирующим их трендом в первом районе почти в два раза выше (см. рис 12).



Рис. 10. Динамика промысловых усилий и вылова синего краба восточного Сахалина за период 1993–2002 гг.

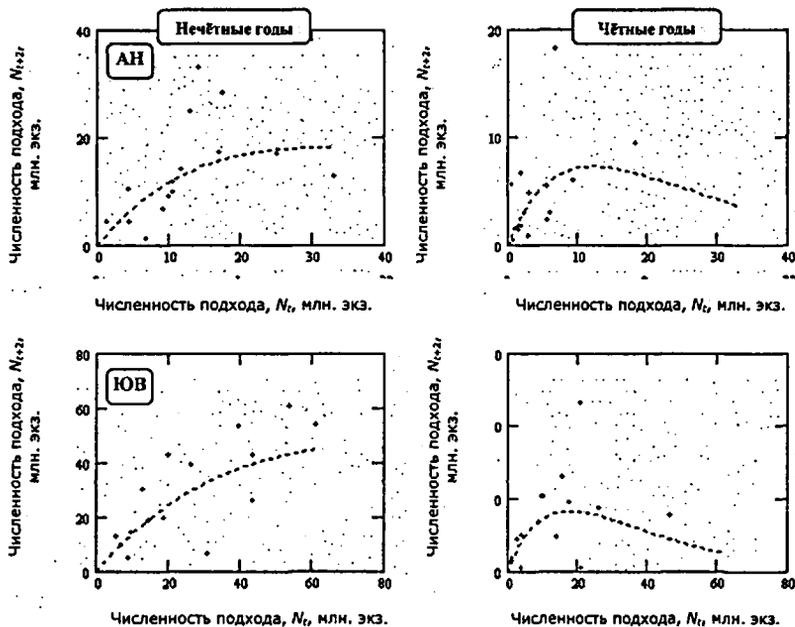
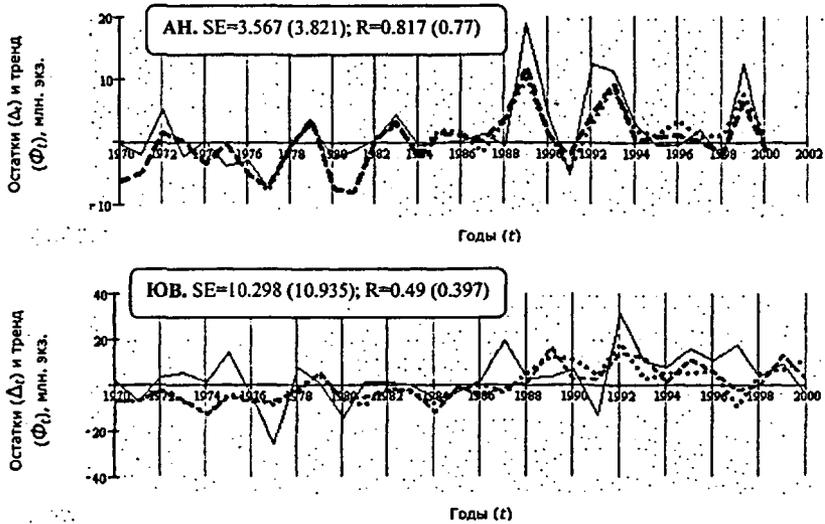


Рис. 11. Кривые зависимости Риккера «родители-потомки» для поколений смежных лет по районам

Таблица 3

Фактическая биомасса нерестового подхода горбуши и ее прогноз в 2003 г. по результатам моделирования с применением фильтра Калмана в заливе Анива и на юго-восточном Сахалине (тыс. т, при навеске 1.3 кг).

Район	Прогноз			Факт	Ошибка прогноза, %
	среднее	нижняя 95%-ная доверительная граница	верхняя 95%-ная доверительная граница		
Залив Анива	14.15	12.20	16.10	23.0	+38.5
Юго-восток	56.30	49.22	63.38	58.0	+2.9
Всего	70.45	63.11	77.79	81.0	+13.0



Значения SE и R приведены для тренда со скорректированными частотами ω_a , а рядом в скобках – для сравнения, для тренда с начальными частотами ω_0

Рис. 12. Остатки модели Риккера Δ_t (сплошная линия), квазигармонический тренд Φ_t с приближенными частотами ω_{0k} (пунктирная линия) и с исправленными частотами ω_a (штриховая линия) по районам

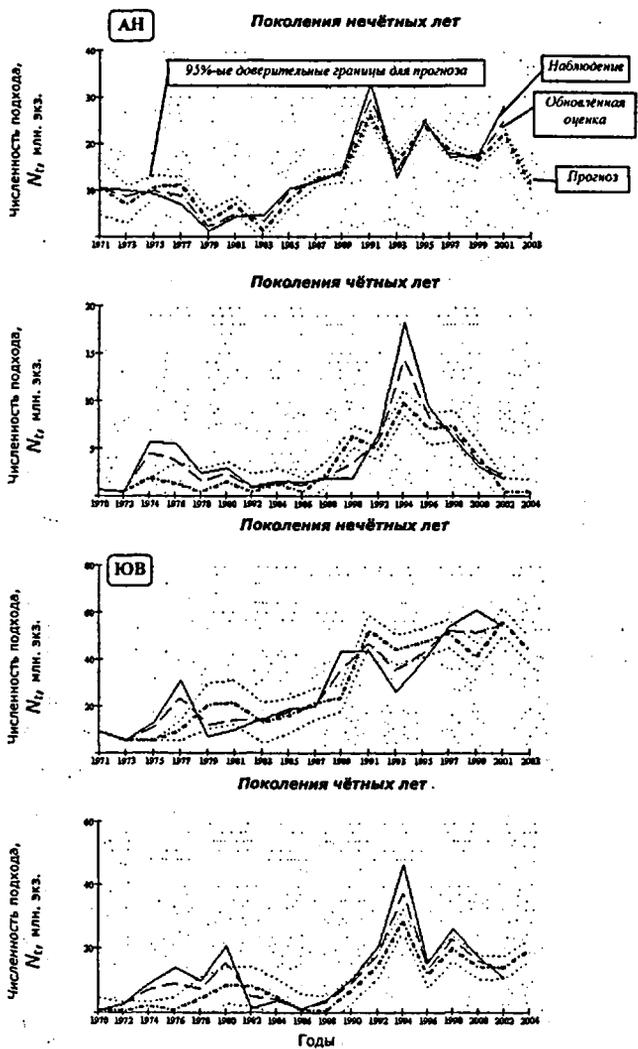


Рис. 13. Результаты применения фильтра Калмана к данным по подходам горбуши смежных поколений в зал. Анива и на юго-восток Сахалина за период 1970–2004 гг.

ВЫВОДЫ

Проведенные исследования с применением стохастических моделей позволили получить ряд результатов, на основе которых можно сформулировать следующие выводы:

1. Компьютерный эксперимент с применением модели «хищник-приманка» генерирует исходные данные, достаточные для определения параметров промыслового действия ловушек.

2. Кривая прибытий животных к ловушке, построенная с помощью модели «хищник-приманка», содержит информацию о моментах времени первого прибытия и смены фаз экспоненциального роста и асимптотического насыщения для числа прибытий, соответственно. Первая из названных характеристик имеет обратную зависимость от плотности скоплений и может быть использована в качестве условного индекса численности, а вторая равна периоду действия приманки и дает возможность рассчитать продолжительность эффективного зстоя ловушки.

3. Показали по экспериментальным данным, что вероятность найти приманку убывает с расстоянием в степенной зависимости, что позволяет оценить уловистость и площадь облова ловушки. В частности, поданным, сгенерированным с помощью модели «хищник-приманка», определили названные характеристики для стандартной ловушки, облавливающей крабидов на восточном шельфе Сахалина. В результате стало доступным вычисление абсолютной численности указанных запасов по ловушечным индексам. Привели аргументы, согласно которым уловистость стандартных ловушек в отношении шельфовых крабидов, превышающая значение 0,33, маловероятна.

4. Когортный анализ продукционных и демографических процессов в запасе с учетом стохастичности лежит в основе расчета биологических ориентиров для регулирования промысла беспозвоночных с прерывистым ростом. Нашли, что даже в рамках предосторожного подхода текущий оптимальный коэффициент изъятия синего краба на восточном Сахалине примерно в два раза выше уровня в 10%, часто рекомендуемого для крабидов Охотского моря.

5. По результатам моделирования когортной динамики получили, что спад численности синего краба на восточном Сахалине в последние годы обусловлен вступлением в запас низкоурожайных поколений, причиной которого может быть рост компенсаторной составляющей личиночной смертности в предшествующий период времени.

6. Моделирование когортной динамики выявило, что в период 1998–2001 гг. нелегальное изъятие синего краба на восточном Сахалине в несколько раз превышало установленные квоты.

7. Из временных рядов остатков зависимости Риккера «родители-потомки» для горбуши в заливе Анива и на юго-восточном Сахалине за период 1970–2002 гг. достоверно выделили квазигармонический тренд, у которого периоды компонент близки к соответствующим значениям известных климатических циклов 3,3, 5,5, 11, 22, 33 года.

8. С помощью фильтра Калмана дали прогноз обилия подходов горбуши, оценили его точность. Кроме того, используя указанный фильтр, определили интенсивность шума в динамике численности подхода и погрешность, допускаемую при ее измерении. В частности, получили, что ошибка учета горбуши в заливе Анива и на юго-восточном побережье Сахалина одинакова, хотя корреляция между остатками зависимости «родители-потомки» и аппроксимирующим их трендом в первом районе почти в два раза выше и находится на уровне 0,82.

СПИСОК ОПУБЛИКОВАННЫХ РАБОТ ПО ТЕМЕ ДИССЕРТАЦИИ

1. Михеев А. А. Обоснование вида кривой пополнения // Тез. докл. III науч.-практ. конф. Сах. отд-ния геогр. о-ва. Южно-Сахалинск, 1987. - С. 106-109.
2. Михеев А. А. Устойчивость мгновенных коэффициентов промысловой смертности в виртуально-популяционном анализе // Тез. докл. IV реп конф. молодых ученых и специалистов. Владивосток: ИБМ ДВО АН СССР, 1989. - С. 54-55.
3. Михеев А. А. Всегда ли можно настроить стартовые коэффициенты промысловой смертности в ВРА? // В сб. : Информ. и математ. обеспечение исследований сырьевой базы. М.: ВНИРО, 1991а. - С. 78-92.
4. Михеев А. А. Аспект устойчивости в методе виртуально-популяционного анализа и потери устойчивости и настройка коэффициентов с использованием временных рядов // В сб. : Информ. и математ. обеспечение исследований сырьевой базы. М.: ВНИРО, 1991б. - С. 92-102.
5. Михеев А. А. Устойчивость оценок промысловой смертности в анализе виртуальных популяций // Тез. докл. V науч. конф. по проблемам промыслового прогнозирования (долгосрочные аспекты). Мурманск : ПИНРО, 1992. - С. 75-77.
6. Михеев А. А. Хаос и релаксация в динамике возвратов горбуши *O. gorbuscha* двух районов. Изв. ТИНРО, 1996. - Т. 116, с. 207-214.
7. Mikheyev A. Chaos and relaxation in dynamics of the pink salmon (*Oncorhynchus gorbuscha*) returns for two regions // Proc. of the Workshop on the Okhotsk Sea and adjacent areas, Sidney (Canada): PICES Sci. Rep. 1996. - No. 6, p. 356-362.
8. Михеев А. А. Расчет оптимального изъятия донных беспозвоночных. Рыб. хоз-во, 1999. - № 5, с. 41-43.
9. Михеев А. А., Клиштин А. К. Зависимость уловов на ловушку крабов *Paralithodes* spp. от типа ловушки, продолжительности застоя и числа ловушек в порядке. Вопр. рыболовства, 2000. - Т. 1, № 2-3, ч. II, с. 56-59.
10. Михеев А. А. Определение промысловых параметров крабовых ловушек с помощью математической модели «хищник-приманка». Вопр. рыболовства, 2001. - Т. 2, № 3, с. 518-541.
11. Михеев А. А. Проблемы прямого учета промысловых донных беспозвоночных. Вопр. рыболовства, 2002. - Т. 3, № 1, с. 137-148.
12. Михеев А. А. Уловистость и радиус облова ловушки: теория и эксперимент. Вопр. рыболовства, 2002. - Т. 3, № 3, с. 486-501.
13. Михеев А. А., Клиштин А. К. Оптимальные промысловые усилия для камчатского и синего крабов. Рыб. хоз-во, 2002. - № 5, с. 32-36.
14. Михеев А. А. Стохастическая когортная модель для беспозвоночных с прерывистым ростом // Биология, состояние запасов и условия обитания гидробионтов в Сах.-Курил. регионе и сопред. акваториях : Тр. СахНИРО. Ю-Сах. : СахНИРО, 2003. - Т. 5, с. 216-242.
15. Михеев А. А. Определение промысловой меры для синего краба *Paralithodes platypus* восточного Сахалина. В печати.

№ - 4079

Подписано в печать 24.02.2004. Объем 1,5 п. л. Тираж 100. Заказ № 3
СахНИРО, 693023, г. Южно-Сахалинск, ул. Комсомольская, 196