

А К А Д Е М И Я Н А У К С С С Р
УРАЛЬСКИЙ ФИЛИАЛ

Вып. 39

ТРУДЫ ИНСТИТУТА БИОЛОГИИ

1964

В. С. СМИРНОВ

МЕТОДЫ УЧЕТА ЧИСЛЕННОСТИ МЛЕКОПИТАЮЩИХ

Средне-Уральское книжное издательство

А К А Д Е М И Я Н А У К С С С Р
У Р А Л Ь С К И Й Ф И Л И А Л

ВЫП. 39

ТРУДЫ ИНСТИТУТА БИОЛОГИИ

1964

В. С. СМИРНОВ

МЕТОДЫ УЧЕТА ЧИСЛЕННОСТИ МЛЕКОПИТАЮЩИХ

ПРЕДПОСЫЛКИ К ИХ СОВЕРШЕНСТВОВАНИЮ
И ОЦЕНКЕ ТОЧНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ УЧЕТА

Средне-Уральское книжное издательство

*Печатается по постановлению
Редакционно-издательского совета
Уральского филиала АН СССР*

Ответственный редактор С. С. Шварц

ВВЕДЕНИЕ

Одной из задач охотоведов является определение численности промысловых животных в целях рационального использования их запасов. Для определения численности существует много различных методов. Одни из них чисто относительные и позволяют выявлять изменения численности в сравнении с каким-либо эталоном (численность предыдущего года, на соседнем участке и т. п.), другие дают результаты в абсолютных величинах, безотносительно. Зачастую разница между этими двумя категориями несущественна: относительные методы легко могут стать абсолютными, если в них ввести несложные методические дополнения. Многообразие методов учета говорит как о большом интересе к этим вопросам, так и о том, что единого, общеупотребительного метода нет не только применительно ко многим видам животных, но даже к отдельным видам.

По способу определения численности методы могут быть разбиты на прямые и косвенные. Под прямыми мы понимаем такие, которые основаны на подсчете животных на той или иной ограниченной возможностями исследователя территории с последующей экстраполяцией полученной величины на всю площадь, где условия существования вида не отличаются существенно от таковых на обследованной территории; к косвенным следует отнести все те методы, в которых не производится прямого подсчета животных и определение численности основано на учете явлений, изменяющихся synchronно с изменениями численности вида. Так, простейшими из косвенных методов являются: оценка численности и ее динамики по данным заготовок пушных зверей, по попадаемости животных в ловушки, по дневной добыче одного охотника и т. д. Они также могут быть и относительными, и, при наличии пересчетных коэффициентов, абсолютными. Как относительные, они применяются довольно широко, особенно для учета массовых видов животных (главным образом мышевидных грызунов). Абсолютная же оценка численности с применением косвенных методов зачастую оказывается ненадежной: пересчетные коэффициенты должны учитывать множество трудно определяемых факторов, таких, как различие в защитных свойствах угодий, влияние погодных условий на активность животных, различие в поведении разных видов животных и даже индивидуальные особенности учетчиков.

Для того чтобы правильно использовать пересчетные коэффициенты, необходимо ясное представление о характере того процесса или явления, который взят за основу для оценки численности; представление не столько о биологической специфике этого явления, сколько о математических закономерностях более общего характера. Наиболее правильным в этом плане будет выражение процесса в форме математического уравнения. Биологическая специфика явления от этого не пострадает, просто явление будет выражено в абстрактной математической форме, доступной математическому анализу.

I. СТАТИСТИЧЕСКИЕ ПРИЕМЫ ПРИ РАЗРАБОТКЕ И ПРИМЕНЕНИИ РАЗЛИЧНЫХ МЕТОДОВ УЧЕТА

В настоящей главе мы намерены обратить внимание специалистов на вопрос статистической оценки точности различных методов учета. Попытаемся, исходя из положений математической статистики, вполне доступных широкому кругу лиц, указать на пути применения этих положений в практике учета.

Основой большинства методов учета численности является отыскание средней плотности вида на ограниченной части обследуемой территории и экстраполяция этой средней на всю площадь — прием, основанный на том исходном положении математической статистики, что среднее арифметическое значение некоторого признака из большой выборки приближенно равно такому же значению для всей рассматриваемой совокупности. Этим свойством пользуются при учетах численности, подчас забывая о приближенности равенства и не ставя целью определить степень приближения. Поэтому зачастую, когда данные, полученные выборочным методом, расходятся с теоретически ожидаемыми результатами, объяснения расхождениям ищут в биологической природе явления; например, постоянство соотношения полов у животных объясняется биологической особенностью оплодотворения, и если в выборке оказывается соотношение, отличное от ожидаемого, делаются попытки объяснять наблюденные отклонения воздействием тех или иных факторов. Статистический анализ позволяет считать такие отклонения случайными, не обязательно присущими всей той совокупности, на которую пытаются распространить полученное в выборке соотношение.

Всякое единичное наблюдение является случайным, поскольку при его регистрации не может быть учтена совокупность множества факторов, влияющих на степень проявления данного явления. Совокупности наблюдений присущее некоторое среднее значение исследуемого явления, а также мера колеблемости случайной величины (ее принято выражать средним квадратическим отклонением σ или дисперсией σ^2). Любой признак массового явления может быть охарактеризован этими двумя параметрами.

По величине среднего квадратического отклонения может быть определена та степень приближенности, с которой можно определять по величине среднего арифметического из выборки среднюю величину исследуемого признака во всей совокупности. Значит, если то или иное массовое явление предстоит оценить по выборке из совокупности, необходимо найти не только его среднее значение, но и степень варьирования.

В однородной совокупности количественно выраженное значение каждого отдельного наблюдения можно рассматривать как сумму двух величин: среднего для всей совокупности и случайного отклонения от него. При большом числе наблюдений эти случайные отклонения взаимно погашаются, поэтому среднее из выборки оказывается близким к среднему для всей совокупности. Однако для того чтобы разница между этими двумя

средними оказалась малой, необходимо иметь очень большое число наблюдений, в практике же их очень немного, иногда всего несколько десятков. Разница между искомым средним для всей совокупности и найденным средним значением признака в выборке может оказаться достаточно большой, такой, что внесет искажения в дальнейшие расчеты.

Если совокупность однородна, а факторы, вызывающие отклонения от среднего уровня, множественны и примерно одинаковы по силе воздействия на каждую отдельность совокупности, случайные отклонения в совокупности подчинены закону нормального распределения. Существо этого закона состоит в том, что малые отклонения в ту или другую сторону от среднего наблюдаются наиболее часто, а большие — реже.

В статистике принято вместо всего перечня возможных отклонений выражать степень варьирования признака средним квадратическим отклонением. Если среднее арифметическое характеризует уровень исследуемого явления, то среднее квадратическое отклонение является показателем степени варьирования признака при проявлении его в отдельных наблюдениях.

Известно, что на величину до одного среднего квадратического отклонения в ту и другую сторону от средней арифметической отклоняется в нормальном распределении 68,27% всех наблюдений, а 31,73% — на большее значение. В пределах двух отклонений укладывается уже 96,45% всех возможных значений наблюдаемого явления, а более чем на 3σ отклоняется только 0,27%.

Располагая выборкой из совокупности, можно вычислить значение и среднего арифметического, и среднего квадратического отклонения. Поскольку в выборку случайно попадут наблюдения с различными отклонениями, нельзя ставить знака равенства между средним арифметическим и дисперсией для выборки и для всей совокупности, но можно определить, на какую величину могут различаться эти средние. Делением среднего квадратического на квадратный корень из числа наблюдений вычисляют величину ошибки m . Можно утверждать с вероятностью 68,27%, что искомое среднее арифметическое M для всей совокупности имеет значение не меньше $M - m$ и не больше $M + m$; с вероятностью в 95,45%, — что оно не меньше $M - 2m$ и не больше $M + 2m$. Если мы выберем 95-процентные доверительные пределы, т. е. примем условия, что нас удовлетворят пределы, определенные с вероятностью 95%, то можно утверждать, что искомое среднее интересующей нас совокупности имеет значение $M \pm 2m$. Доверительные пределы могут быть любыми, в зависимости от того, какой процент ошибочных определений мы можем допустить. Тогда коэффициент перед m находится по статистическим таблицам. Так, если нас устроят 80-процентные доверительные пределы, то коэффициент этот, найденный по значениям удвоенной нормированной функции Лапласа, будет равен 1,3 и т. д.

Если совокупность по изучаемому признаку неоднородна, например, если в разных частях исследуемой территории средняя плотность животных неодинакова, то случайные отклонения от средней арифметической увеличиваются. Увеличивается и вероятность, что полученное из выборки среднее арифметическое будет больше отличаться от среднего для совокупности. Во всяком случае, отличие это может превысить $2m$ с вероятностью $\frac{1}{2^2}$, т. е. 25%, а $3m$ — с вероятностью $\frac{1}{3^2}$, т. е. 11,1%, независимо от того, насколько отличается от нормального распределение вариантов исследуемой совокупности. Но, как правило, при учетах численности варьирование плотности за счет случайных отклонений бывает настолько большим, что доверительные пределы, полученные посредством этого последнего расчета

(по неравенству Чебышева), не позволяют определить численность с необходимой точностью.

Нормальное распределение свойственно совокупностям с непрерывно меняющимся признаком. Когда исследуемый признак принимает только целочисленные значения или проявляется в альтернативной форме (данное свойство имеется или отсутствует), распределение носит название биномиального. Среднее арифметическое при альтернативном варьировании выражается средней частотой встреч данного качества в выборке. Как и в нормальном распределении, выборка может давать фактическую частоту, отличающуюся от частоты данного явления во всей совокупности. Ошибка вычисляется по формуле

$$m = \pm \sqrt{\frac{p \cdot (100 - p)}{n}},$$

где p — частота данного явления в выборке, в процентах;

n — число наблюдений.

Наконец, при учете численности часто может встречаться распределение Пуассона. Это распределение свойственно редким дискретным явлениям. Классическими примерами такого распределения являются: вероятность гибели человека от удара копытом лошади; вероятность рождения двоен, троен на определенное число рождений. Этому закону подчинено, по-видимому, и наличие или отсутствие животных одного вида на малых учетных площадках. Особенностью этого распределения является его несимметричность: когда частота того или иного явления мала, то отклонение минимальных значений от среднего в каждом отдельном наблюдении не может быть значительным. Так, если то или иное явление проявляется с частотой 0,5 на единицу измерения (например, животные встречаются в среднем по 0,5 на 1 км маршрута или на площадку определенного размера), то 60,7% наблюдений будут иметь значение 0, 30,3% — значение 1, 7,6% — значение 2, 1,3% — значение 3 и 0,1% — значения, превышающие 3.

Другой особенностью этого распределения является равенство среднего квадратического отклонения квадратному корню из среднего арифметического. В этом есть определенное удобство: если заранее установлено, что то или иное явление подчинено распределению Пуассона, среднее квадратическое отклонение находят непосредственно по значению среднего арифметического.

Доверительные пределы в распределении Пуассона можно определять тем же способом, как и в нормальном или биномиальном распределении, 95-процентные доверительные пределы будут равны $M \pm 2m$. Но правильнее отыскивать их по способу, приведенному В. В. Налимовым (1961). Максимальный доверительный предел μ_2 вычисляется по формуле

$$2(\sqrt{x_a + 1} - \sqrt{n \mu_2}) = u_{\frac{p}{2}},$$

минимальный же доверительный предел μ_1 — по формуле

$$2(\sqrt{x_a} - \sqrt{n \mu_1}) = u_{1 - \frac{p}{2}},$$

где n — число наблюдений; $u_{\frac{p}{2}}$ при 95-процентной достоверности равно $-1,96 (\sim -2,0)$, а $u_{1 - \frac{p}{2}} = 1,96 (\sim 2,0)$; x_a — общее число встреч в выборке.

Доверительные пределы получаются на разном удалении от среднего арифметического: интервал между M и μ_1 получается меньше, а между M и

μ_2 — больше, чем при определении доверительных пределов по величине t . Это неравенство интервалов сглаживается при увеличении числа встреч в наблюдении, и при 9 и более встречах они становятся практически равными. В таких случаях распределение Пуассона можно приравнять к биномиальному со средним квадратическим отклонением, равным квадратному корню из среднего арифметического.

Пример расчета μ_1 и μ_2 . На 10 км маршрута встречено 36 следов. На 1 км приходится в среднем 3,6 следа. 95-процентные доверительные пределы будут:

$$\begin{aligned} 2(\sqrt{36+1} - \sqrt{10\mu_2}) &= -1,96 & 2(\sqrt{36} - \sqrt{10\mu_1}) &= 1,96 \\ 2\sqrt{37+1,96} &= 2\sqrt{10\mu_2} & 2\sqrt{36-1,96} &= 2\sqrt{10\mu_1} \\ 6,0827 + 0,98 &= \sqrt{10\mu_2} & 6 - 0,98 &= \sqrt{10\mu_1} \\ 49,88 &= 10\mu_2 & 25,2 &= 10\mu_1 \\ \mu_2 &= 4,988 \approx 5,0 & \mu_1 &= 2,52 \end{aligned}$$

Если мы говорим, что при нормальном распределении (а также при биномиальном и Пуассона) 95-процентные доверительные пределы обеспечиваются двумя ошибками, то это верно только для больших выборок. Если же выборка представлена малым числом наблюдений, то пределы следует рассчитывать по таблице Стьюдента (t — критерий). Так, 95-процентные доверительные пределы при 20 наблюдениях могут быть обеспечены добавлением не $\pm 1,96$ ($\sim \pm 2,0$) ошибки, а $\pm 2,1$; при 15 наблюдениях $\pm 2,15$ ошибки; при $10 \pm 2,26$, при $8 \pm 2,37$, при $6 \pm 2,57$, при $4 \pm 3,18$, т. е. при малом числе наблюдений доверительные пределы приходится увеличивать. Надо также помнить, что при уменьшении количества наблюдений возрастает и сама ошибка.

Для того чтобы дать хотя бы самую грубую приблизительную оценку, является ли данное распределение близким к нормальному или резко отличается от него, надо учесть следующее обстоятельство. В распределениях, близких к нормальному, наиболее часты наблюдения, в которых исследуемый признак принимает значения, близкие к среднему арифметическому. На уровне среднего арифметического кривая распределения имеет максимум. В распределении Пуассона, если среднее арифметическое — целочисленное выражение (1, 2, 3 и т. д.), наблюдения со значением среднего арифметического и со значением на единицу меньшим встречаются с одинаковой частотой. Так, если среднее значение изучаемого признака в выборке равно единице, то 36,8% всех наблюдений имеют значение 1 и столько же — значение 0. Если среднее равно двум, то наблюдения со значением 2 и 1 будут встречаться с частотой 27%. Более точная оценка близости к нормальному распределению дается путем сопоставления полученных в эксперименте частот с вычисленными посредством расчетов на основе среднего арифметического и дисперсии выборки.

Методики определения численности животных приспособлены к конкретным местным условиям, к особенностям поведения разных видов животных, к определенной охотовзяйственной обстановке или к уровню требований, предъявленных к методике. Поэтому среди множества методов имеются весьма сходные между собой, имеются и такие, в основу которых положены оригинальные соображения, основанные на особенностях биологии животного или на своеобразных приемах учета. Мы не ставим целью подвергать критике такие соображения: авторы методик — высококвалифицированные биологи, охотоведы, хорошо знающие особенности животных и основывающие на них свои методы. Самым существенным недостатком преобладающего большинства методов является полное отсутствие каких-либо приемов оценки надежности получаемых результатов. Можно перечислить по пальцам случаи, когда делались попытки определить возможную величину ошибки или объем работ, необходимый для достижения

той или иной точности. Мы попытаемся здесь привести некоторые соображения о точности и надежности учета, более или менее общие большинству известных методик.

Пересчитывать всех животных исследуемой совокупности, как правило, невозможно. Поэтому во всех случаях определения численности приходится брать выборку из совокупности и те или иные свойства выборки экстраполировать на всю совокупность. У многих авторов методик существует необоснованное мнение, что та или иная средняя арифметическая выборки совершенно тождественна соответствующей средней для всей совокупности, если обследовать 5—10% от объема совокупности. В действительности не так. Степень близости этих двух средних зависит от степени варьирования признака и числа наблюдений. Величина ошибки не зависит от объема совокупности, из которого выборка берется, если объем выборки не составляет значительной доли всей совокупности. Поэтому полученную из выборки среднюю можно экстраполировать на совокупность любого объема. Важно только, чтобы не было систематических различий между материалом выборки и совокупностью, чтобы выборка была взята из всей совокупности, а не из какой-либо обособленной ее части.

Рассмотрим несколько примеров вычисления ошибок и доверительных пределов применительно к учетам численности. Данные взяты нами из отчетов исполнителей при учете численности промысловых животных в Свердловской области за 1961, 1962 и 1963 гг.

1. На 20-километровом маршруте, повторенном егерем в течение зимы 27 раз, встреченено в среднем по 21,5 следов горностая. Среднее квадратическое отклонение оказалось равным 8,5. Отсюда ошибка $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{8,5}{\sqrt{27}} = 1,64$. Девяностопятипроцентные довери-

тельные пределы числа следов, приходящихся на 20 км для 27 маршрутов, проведенных в таких же условиях, будут равны 18,2—24,9 следа. Можно ожидать, что из 100 подобных зимних учетов в данных условиях только 5 дадут значения меньше 18 или больше 25. Значит, средняя плотность следов при данных доверительных пределах 18,2—24,8. Сузив доверительные пределы до $\pm 1 m$, с уверенностью в 68% можно утверждать, что на каждый новый зимний учет придется от 20 до 23 следов. Из 100 таких учетов 32 будут иметь меньше 20 или больше 23 следов.

Это распределение не подходит под закон Пуассона. По-видимому, имеются неслучайные изменения числа следов во времени, связанные с изменением активности горностаев или с изменением их численности.

2. Пробная площадка размером 1×3 км была пересечена 12 поперечными маршрутами. Пересечено 68 следов кунницы, в среднем 5,66 следа на 1 км. Вычисление среднего квадратического отклонения дало 2,33. Квадратный корень из среднего арифметического равен 2,38. Вполне можно считать это распределение пуассоновым. Вычислим 95-процентные пределы:

$$2(\sqrt{68+1} - \sqrt{12 \mu_2}) = -2 \quad 2(\sqrt{68} - \sqrt{12 \mu_1}) = 2 \\ -\sqrt{12 \mu_2} = -8,3 - 1 = -9,3 \quad -\sqrt{12 \mu_1} = -8,24 + 1 = -7,24 \\ \mu_2 = 7,2 \quad \mu_1 = 4,35$$

С достоверностью в 95% можно считать, что на каждый километр маршрута встречается 4,35—7,2 следа.

3. С 5/XI по 5/XII 1960 г. в заказнике на постоянном маршруте отстрелян 101 белка, из них 4 взрослых и 97 молодых. Нужно определить процент взрослых и его доверительные пределы в исследуемой совокупности.

Ошибку можно вычислять, исходя из биномиального распределения, по формуле

$$m = \pm \sqrt{\frac{3,96 \cdot 96,04}{101}} = 1,94\%. \text{ С 95-процентной достоверностью можно утверждать,}$$

что взрослые при продолжении отстрела должны составить $3,96 \pm 2 \times 1,94\%$, т. е. от 0,08% до 7,84%. Но этот случай можно рассматривать и как распределение Пуассона (взрослые белки очень редки). Тогда:

$$2(\sqrt{4+1} - \sqrt{101 \mu_2}) = -2 \quad 2(\sqrt{4} - \sqrt{101 \mu_1}) = 2 \\ \sqrt{5} + 1 = \sqrt{101 \mu_2} \quad \sqrt{4} - 1 = \sqrt{101 \mu_1} \\ \mu_2 = 0,104, \text{ или } 10,4\% \quad \mu_1 = 0,0099, \text{ или } 0,99\%$$

Мы здесь ставим задачей лишь указать пути определения возможных ошибочных заключений при экстраполяции средних значений с выборки на совокупность. Но в данном примере соотношение возрастов таково, что возникает вопрос: в какой совокупности может быть не больше 10% взрослых белок? В нормальной популяции — не должно быть. И хотя не входит в нашу задачу объяснять такое неожиданное соотношение, следует подчеркнуть, что доверительные пределы вычислены правильно, как и среднее значение. Значит, нужно искать объяснение или в неправильной методике определения возраста (мы эту возможность исключаем), или в способе промысла (избирательный отстрел молодняка), или же в наплыве молодняка в зону, где производился отстрел, или, наконец, остается допустить, что взрослые ушли. Четыре взрослые белки добыты в конце периода отстрела, поэтому можно предположить избирательность промысла. Анализ этого вопроса сложнее задачи, поставленной нами в настоящей работе.

4. На учетной площи, разбитой на 10 площадок размером $1 \times 1 \text{ км}$, обнаружены 5 следов косуль, ведущих в одну из площадок. На площадке учетчик видел 5 косуль. Формально можно считать, что в среднем приходится 0,5 косули на 1 км^2 , и на 27 км маршрута — 5 следов, или 1,85 следа на 10 км маршрута. Но косули пришли вместе, табуном, это было одно наблюдение, одна встреча на 10 площадок. В среднем приходится 0,1 встречи на 1 км^2 , с доверительными пределами от 0 до 0,58 встречи. В данном случае в табуне 5 голов, но у нас нет данных, по которым мы могли бы судить о средней численности табунка. Таким образом, мы не имеем никакой возможности говорить определенно о численности косули на основании этого учета. Тех же пяти косуль, если бы они были встречены разрозненно, было бы достаточно для более или менее точной оценки плотности поголовья (со средней плотностью 0,5 голов на 1 км^2 и ошибкой 0, 22).

Совершенно очевидно, что данные учета можно экстраполировать на однотипную территорию только с учетом получаемых доверительных пределов. Перед проведением учета должно быть установлено, какую точность хотят получить при учете, и с какой достоверностью, и объем собранных данных должен быть не меньше рассчитанного предварительно.

Одно из обязательных условий взятия выборки из совокупности — отсутствие какого-либо выбора. Если учет ведется посредством подсчета числа животных на многих пробных площадках, такие площадки должны быть размещены на обследуемой территории с помощью таблицы случайных чисел или другим способом, полностью исключающим сознательный или даже подсознательный выбор места для них. Если же учет проводится посредством подсчета встреч животных или их следов на маршрутах, то нет возможности рассредоточить отрезки маршрута в случайному порядке: они неизбежно должны быть связаны между собой в непрерывный ряд. Однако, если несколькими маршрутами произвольно, без учета местных условий, пересечь исследуемую территорию, можно считать, что все участки, на которых плотности объекта учета случайно отклоняются в ту или другую сторону от средней, будут представлены в маршрутах пропорционально их встречаемости на местности. Такие маршруты можно считать объективно отражающими реальную картину случайного распределения плотностей на территории.

Зачастую маршруты приходится прокладывать через разные типы угодий, с разной средней плотностью объектов на них. Может быть и такой случай, когда для плотности одного учитываемого вида все пересеченные маршрутом угодья равнозначны, а для другого — неравнозначны. Если число наблюдений по каждому типу угодий достаточно велико и известно распределение угодий по площадям, можно вести определение средней плотности раздельно по каждому типу и экстраполировать на общую площадь данного типа угодий. В случае, если данные маршрутного учета получены безотносительно к типам угодий, приходится проводить статистические расчеты для всего маршрута в целом. При заметных различиях в средних плотностях объекта на разных участках маршрута распределение будет отличаться от нормального или получится с завышенной, по сравнению с распределением Пуассона, величиной среднего квадратического отклонения, а следовательно, с завыщенными значениями доверительных пределов.

Когда количество наблюдений достаточно велико, но нет уверенности в том, что исследуется одна совокупность с единственным средним значением плотности на всем протяжении маршрута, среднее квадратическое отклонение может быть приближенно вычислено безотносительно к среднему арифметическому, по разностям между значениями смежных наблюдений (Ястребский, 1961). Этим способом можно определять дисперсию не только по смежным значениям по длине маршрута, но и во времени для многократно повторяющихся наблюдений.

Чтобы по этому способу определить среднее квадратическое отклонение, нужно сложить квадраты разностей всех смежных наблюдений, разделить на удвоенное число разностей и извлечь квадратный корень. В качестве примера можно привести учет следов белки на маршруте длиной в 20 км, производившийся егерем Серовского района Свердловской области 27 раз в течение зимы 1961/62 г. Среднее число следов на маршруте было 52, среднее квадратическое отклонение 17, а вычисленное по разностям — только 11. Эта разница говорит о значительном изменении встреч следов белки за время учета. На основании этих данных можно заключить, что встречаемость следов изменялась не случайно, так что средняя арифметическая не может быть отнесена к любому отрезку периода учетных работ. Если же ее относить в среднем к зимнему сезону, то доверительные пределы для пересчета на площадь надо вычислять по меньшему из полученных средних квадратических отклонений.

Если маршрут проходит по территории с закономерно (а не случайно) меняющейся плотностью объекта учета, но границы зон с разной плотностью остаются неизвестными (переходы могут быть постепенными, незаметными), в этом случае можно среднее квадратическое отклонение определять по разностям смежных наблюдений, считая наблюдением число встреч на единицу маршрута. Следует брать по возможности меньшие единицы, даже если на каждую единицу маршрута будет приходиться в среднем меньше одной встречи. В однообразных угодьях, при равной вероятности встреч животного на любом участке, на любом отрезке маршрута, распределение должно быть близким к распределению Пуассона. Если же дисперсия (σ^2), вычисленная обычным способом, окажется значительно больше среднего арифметического, следует предположить, что маршрут пересекает угодья с меняющейся плотностью.

В тех случаях, когда известны несколько средних и их дисперсии, дисперсия суммы средних равна сумме дисперсий слагаемых. И если в нескольких распределениях дисперсии равны значениям средних для этих распределений, то дисперсия для суммы этих средних равна сумме средних. Поскольку в совокупности, состоящей из нескольких распределений, каждое из распределений составляет долю ее, то при определении суммы средних частные средние складываются пропорционально их долям. То же самое следует сказать и о дисперсиях. При распределении Пуассона сумма дисперсий окажется равной сумме средних. Если, например, на определенной территории, охватывающей 3 типа угодий, средние плотности учтываемого вида на 1 км² составят: $M_1=2$, $M_2=3$, $M_3=5$, а доли площадей каждого из этих угодий будут равны соответственно 0,4, 0,5 и 0,1, то взвешенная сумма средних составит 2,8. Пусть в каждом из угодий животные распределены по закону Пуассона. Тогда $\sigma_1^2=2$, $\sigma_2^2=3$ и $\sigma_3^2=5$, а дисперсия суммы этих трех распределений равна взвешенной сумме дисперсий, т. е. тоже 2,8.

Значит, если заранее известно или в процессе исследований установлено, что на той или иной территории, даже с переменной плотностью объекта учета, особи распределены по закону Пуассона и будет определена средняя плотность животных, можно принимать дисперсию равной сред-

нему арифметическому, а на основе числа встреч — определить величину статистической ошибки для вычисления суммарной численности. Чтобы установить распределение данного вида животного в соответствии с законом Пуассона, следует взять серию выборок и выборочные средние рассматривать как отдельные наблюдения. Надо помнить, что при отыскании величины статистической ошибки мы ставим задачу выявить возможную величину расхождения между средней из выборки и средней для всей совокупности, а расхождение это определяется размахом случайных отклонений от того или иного уровня, и неважно, если сам уровень окажется переменным. Только в конечном счете мы заменяем этот неизвестный нам переменный уровень равнозначным ему постоянным и поэтому теряем информацию о характере изменения переменного уровня.

Следовательно, в тех случаях, когда ставится задача не определить численность животных раздельно по разным типам угодий, а лишь выяснить общие запасы, нет необходимости проводить учет раздельно. Достаточно охватить всю территорию проложенными наудачу маршрутами, совершенно не принимая в расчет типологии угодий. Все основные типы угодий будут охвачены маршрутами пропорционально их удельному значению в обследуемой промысловой зоне.

До сих пор мы говорили об отдельных наблюдениях как о каких-то отрезках маршрута или участках пробной площади, не определяя длину отрезка или площадь участка. Одним из условий повышения точности мы назвали возможно большее число наблюдений, а следовательно, увеличение количества отрезков или участков за счет уменьшения их длины или площади. Однако по мере уменьшения длины отрезка уменьшается вероятность положительного результата данного наблюдения: будет увеличиваться число наблюдений (отрезков), не содержащих ни одного следа животного, поэтому разбивать маршрут на очень мелкие отрезки имеет смысл лишь для выяснения точных координат пересечения следа и маршрута. Кажется весьма заманчивым определять распределение животных на учетной площадке выявлением реальной площади индивидуальных ареалов отдельных животных, а на маршруте — определением расстояний от одного пересечения следа с маршрутами до другого. Однако, при всей точности таких данных, на учетной площадке практически невозможно найти границы индивидуальных ареалов. На маршруте проще определить расстояния от одного пересечения до другого, и такой метод отыскания дисперсии вполне приемлем, но при этом надо учесть, что если животные или их следы распределены на местности по закону Пуассона ($M=\sigma^2$), то расстояния между ними распределены иначе, а именно, $M=\sigma$, т. е. среднее квадратическое отклонение равно среднему арифметическому.

Ключевой целью любого учета является определение вероятной плотности животных, а число следов, приходящееся на единицу маршрута, является лишь промежуточным этапом работы. Поэтому совершенно необходимо определить точность пересчетного коэффициента.

Если на контрольной площадке установлено, что определенному числу встреч соответствует определенное число животных на единицу площади, можно полагать, что на всей обследуемой территории такому же числу следов будет соответствовать приблизительно такая же плотность, помня, что вероятность встречи следов, оставленных каждым животным, пропорциональна протяженности его дневного наследа. Поскольку протяженность его у разных особей различна, то и соотношение плотностей и следов для обнаруженных на контрольной площадке животных будет отличаться от среднего для всей популяции на неизвестную величину, но в пределах какого-то доверительного интервала. Так, например, известно (Калецкая, 1961), что протяженность наследов у лосей варьирует зимой от 430 до

3600 м. Коэффициент вариации в этом случае близок к 45%. Если на контрольной площадке будет обнаружено n лосей, то ошибка пересчетного коэффициента составит $\frac{45}{\sqrt{n}}$ процентов от полученной величины. Это — при условии, если активность животных, а главное, варьирование этой активности окажутся такими же, как в приведенном выше примере. Само варьирование может изменяться в зависимости от условий, в которых проводится учет (плотность населения вида, температура, глубина снега, наличие кормов), поэтому величину возможной ошибки следует определять при каждом учете на основе изучения нескольких повторных наблюдений, по крайней мере до тех пор, пока не выяснится какая-либо закономерность в ее изменениях.

Весной 1963 г. егери Свердловской госохотинспекции проводили учетные работы, в том числе и определение пересчетных коэффициентов на 11 малых пробных площадках (площадью каждая 3 км²). Пересчетные коэффициенты для зайца получились в пределах от 0,1 до 4,65 (0,10; 0,30; 0,63; 1,13; 1,13; 1,24; 1,39; 1,78; 2,20; 4,08; 4,65). Среднее арифметическое равно 1,7, дисперсия — 2,1. По величине дисперсии и форме ряда можно предположить, что это — распределение Пуассона. Правда, по 11 наблюдениям такой вывод нельзя считать надежным, его следует проверить на значительно большем материале. Но если этот вывод подтвердится, будет весьма удобно определять доверительные пределы пересчетного коэффициента. Для рассмотренного примера с зайцем доверительные пределы при 95-процентной вероятности получились бы равными: $\mu_1=1,00$, $\mu_2=2,56$. Пользуясь найденным коэффициентом для определения абсолютной численности зайца, мы рискуем получить результаты, заниженные почти вдвое или завышенные в 1,7 раза.

Было немало попыток обосновать вычисление пересчетных коэффициентов для разных методов. Так, А. А. Вершинин (1961) предлагает учитывать число зверей, следы которых пересекают маршрут. Для такого учета нужна высокая квалификация учетчика. Поскольку автору удавалась такая детализация, можно только приветствовать столь высокий уровень исполнения, хотя в местах экстенсивного промысла вряд ли удастся найти столь квалифицированных исполнителей. Однако, когда А. А. Вершинин переходит к математической обработке учетных данных, он допускает серьезную ошибку. Если бы он учитывал индивидуальные участки соболя, пересеченные маршрутом, и к тому же эти индивидуальные участки прилегали вплотную один к другому (в форме шестиугольников, как автор несколько упрощенно представляет их в своей статье), тогда, безусловно, дальнейшие его соображения были бы правильными. Но сложность именно в том и состоит, что автор учитывает не индивидуальные участки, а индивидуальные наследы соболей. Поскольку наслед соболя не охватывает весь участок целиком, смежные наследы не смыкаются, тогда есть вероятность, что учетчик, проходя через участки некоторых соболей, не пересечет их следов. Чем меньшую часть индивидуального участка охватывает суточный наслед, тем больше вероятность пропуска при одной и той же плотности животных. Вероятность пропуска пропорциональна отношению средних расстояний между серединами смежных индивидуальных участков к средней ширине наследа в направлении, перпендикулярном маршруту. Поскольку наследы имеют неправильную форму, не ориентированную по отношению к направлению маршрута, можно вместо ширины наследа брать его среднюю длину в направлении, продольном маршруту. При этом следует еще учсть, что наследы пересекаются отнюдь не по самой широкой их части: могут быть пересечения, близкие к касательной, захватывающие небольшую часть наследа. Около половины пересечений прой-

дет ближе к краю наследа, чем к его середине, и, если наслед представить в форме круга, то протяженность этой половины пересечений составит 0—0,86 максимальной ширины наследа, а другая половина 0,86—1. Таким образом, можно половину пересечений (наиболее длинные из наблюденных) взять за основу для вычисления средней ширины наследа, не принимая в расчет другую половину. Наслед будет обнаружен учтчиком независимо от того, в какой части поперечника он будет пересечен. Это равноценно тому, как если бы наслед имел очень малую ширину, но маршрут имел ширину, равную средней ширине наследа. Таким образом, можно считать, что учтчик учитывает всех соболей в полосе, длина которой равна длине маршрута, а ширина — средней ширине наследа (средняя ширина наследа — величина статистическая, имеет доверительные пределы, поэтому должна быть получена на достаточно большом числе наблюдений). Мы подошли к разработанному еще А. Н. Формозовым (1932) более правильному решению поставленной автором задачи: количество животных на единицу площади равно числу зарегистрированных наблюдений, деленному на произведение длины маршрута и средней длины наследа. Автор рассматриваемой методики предлагает число наследов на единицу маршрута возводить в квадрат, принимая, что ширина наследа равна расстоянию между наследами (сомнутость предполагается равной единице) и тем самым занижая результаты учета во всех тех случаях, когда сомнутость меньше единицы.

Индивидуальные особенности поведения животных обусловливают варьирование ширины и длины наследов, поэтому для уменьшения ошибок необходимо делать маршруты большой протяженности, основывать расчеты на многочисленных наблюдениях и, обрабатывая данные статистически, находить доверительные пределы.

Сказанное о значении коэффициента сомнутости в одинаковой мере может быть отнесено ко всем видам животных, которые учитываются по следам, но, безусловно, такая работа связана с большими трудностями при определении размера самих наследов и расстояний между ними. Поэтому метод И. В. Жаркова и В. П. Теплова (1958), совмещающий маршрутные учеты следов с поголовным подсчетом самих животных на контрольных площадях, по-видимому, более доступен и практически легче осуществим. Им руководствуются в большинстве заповедников и в областных охотничьих инспекциях, когда учитывают копытных, лисиц, зайцев и других животных, оставляющих непрерывный след.

Сами авторы подчеркивают в инструкции, что окладной способ позволяет определить количество животных на обследованной площади по числу входных и выходных следов. Однако и в этой методике еще многое не доработано, в том числе возможность определить с достаточной полнотой количество животных посредством оклада рядом исследователей ставится под сомнение. Так, по данным Т. Б. Саблиной (1955), окладом удается учесть далеко не всех копытных. Действительно, часть животных может остаться внутри лесных кварталов, не давая следа на просеках. Кроме того, входы в квартал одних животных могут совпадать с выходами других и создастся впечатление, что одно животное посетило квартал и вышло из него. Если не проводить тропления по входному следу, вопрос останется открытым. Собственно, окладом можно обнаружить только тех животных, которые, начав свой дневной путь вне квартала, заканчивают его внутри. Число этих животных можно определить, вычитая из суммарного количества входных следов количество выходных. Если на каждый квартал приходится в среднем значительно меньше одного вошедшего животного, совпадения входов одних с выходами других будут редкими и их можно не принимать в расчет. Если же в среднем приходится по нескольку входов, то

и выходов должно приходиться в среднем столько же. При совершенно-равномерном распределении животных по обследуемой площади никакой разницы между числом входов и числом выходов быть не должно. Если она и возникает, так только благодаря некоторой неравномерности распределения самих животных, их входов и выходов в отдельные кварталы. Математически обосновать такие разницы можно следующими расчетами.

Среднее количество животных, как и их входов и выходов, обозначим через M . Дисперсия ряда распределения (σ^2) тоже распространяется на все эти три показателя. Разницы между числом входов и выходов, равные в среднем нулю ($M-M$), в отдельных наблюдениях приобретают либо положительные, либо отрицательные значения. При учете окладом принимают во внимание только положительные и, естественно, получают некоторую положительную величину, которую и принимают за число животных в лесном квартале. С таким же успехом можно было бы подсчитывать не положительные, а отрицательные разницы.

Дисперсия разности двух статистических величин равна сумме дисперсий этих величин. Следовательно, она вдвое больше дисперсии истинного числа входов. Среднюю плотность животных именно по дисперсии можно определить по квадратам разностей, а не по их первым степеням, как предусматривается при производстве окладов.

Каковы же соотношения между дисперсией распределения животных и средней плотностью их на местности? Это прежде всего зависит от того, по какому закону распределены животные. Наиболее обычным является распределение Пуассона. В распределениях дискретных, да к тому же еще и редких величин, оно столь же вероятно, как нормальное распределение для непрерывных величин. А если это распределение Пуассона, то следует ожидать, что дисперсия будет равна среднему арифметическому, а численность — сумме квадратов положительных разностей. Учитывая, что разности имеют вероятностную природу, нужно иметь достаточно большое количество их. Для этого следует проводить возможно больше учетных работ. Но не надо пренебрегать и отрицательными разностями. Природа положительных и отрицательных разностей одна и та же. Таким образом, для определения истинной численности надо возвести в квадрат все разности и сумму квадратов разделить на два.

Но не все животные распределены по Пуассону. Если в естественных условиях они встречаются не в одиночку, а группами по нескольку голов, то по Пуассону будут распределены не отдельные животные, а группы. Дисперсия распределения животных в этом случае будет больше среднего арифметического, и сумма квадратов отклонений даст завышенную оценку численности.

В декабре 1963 г. в Курганском районе Курганской области мы принимали участие в работах по учету косуль, лисиц и зайцев на большой площади. Судя по числу входов, не компенсированных выходами, на площади в 25 км^2 имелось по меньшей мере 20 косуль, 23 лисицы, 57 зайцев. Однако наблюдалось всего 142 перехода косуль через квартальные просеки, и не исключено, что каждый соответствует одному животному. При этом отмечено, что дисперсия числа переходов в 3,3 раза выше среднего арифметического их, приходящегося на один квартал. О распределении Пуассона здесь говорить не приходится. Однако большинство переходов — парные, животные держатся чаще всего группами по два. Если подсчитать число парных входов, не компенсированных выходами (иногда попадались и одиночные, и тройные входы), а также и некомпенсированных выходов, окажется, что в 8 случаях разности равны нулю, в 13 — единице и в 4 — двум. Сумма квадратов разностей 29. Число групп на этой площади следует

считать меньшим в два раза, но каждая группа состоит из двух голов, следовательно, общее количество животных 29. Даже при сравнительно невысокой плотности косуль, около 0,5 группы на 1 км², число их, найденное по квадратам разностей, на 45% больше определенного по первым степеням их. Когда мы пересекали дополнительными визирами 4 лесных квартала, нам удалось в одном из них обнаружить еще 4 косули, а в другом одну. Значит, эти дополнительные к обнаруживаемым прямым наблюдением косули действительно были на обследуемой площади и пересечение дополнительными визирами остальных кварталов, возможно, выявило бы еще несколько животных, хотя совсем не обязательно их должно быть точно 29.

Еще более резко отличается от минимальной определенная таким же способом численность зайцев. Минимальная плотность зайцев на 1 км² (по входам без выходов) равна 1,19. Конкретные значения разностей оказываются довольно большими (4, 7, 8 и в одном случае даже 13), поэтому средний квадрат разностей равен 6,86, а плотность — 3,83, в 3 раза выше минимальной.

Нас не удивляет, что, по Т. Б. Саблиной, учет прогоном дает результаты в 2—3 раза более высокие, нежели окладом. Но прогон более трудоемок и применять его повсеместно невозможно. Результаты, близкие к истинным, даст и оклад, если есть возможность определить средний состав стада и степень его варьирования.

Нам кажется, что даже на линейных маршрутах следует определять не только число пересеченных следов, но и их направление. На каждый отрезок маршрута, равный по длине периметру лесного квартала, разности количеств переходов в одном и другом направлении распределяются так же, как входы и выходы в квартал, однако эти соображения еще требуют проверки на практике. Если такой прием даст положительный результат, для определения количества животных, следы которых пересечены маршрутом учетчика, не потребуется кропотливая работа по распознаванию индивидуальной принадлежности следов отдельным животным, как это делал А. А. Вершинин. Вероятно, в его руках хранится именно такой материал, по которому легко было бы установить, насколько близко к истине высказанное предположение. И вообще, у разных исследователей и в разных исследовательских организациях хранится, по-видимому, без какого-либо применения масса самых разнообразных данных. Даже в печатных работах, несмотря на краткость информации о полученном материале, особенно в той ее части, которая не используется автором для собственных выводов, нередко можно обнаружить много интересного. Следует только пожалеть, что сами авторы не в состоянии оценить свои материалы до конца.

В Советском Союзе трижды, в 1949, 1957 и 1961 гг., созывались координационные совещания, посвященные непосредственно учетам численности. Как явствует из докладов, большинство методик основано на выборочном методе. И эти методики, статистические по своему существу, в подавляющем большинстве не имеют статистических обоснований точности. Это приводит к чрезмерной переоценке получаемых результатов, к необоснованному переносу выборочных средних с небольших участков на обширные территории. Исключение представляет доклад Ю. А. Герасимова (опыт авиаучета лосей в Московской области), попытавшегося дать вероятностную оценку возможности экстраполяции учетных данных на территорию целой Московской области. Автор справедливо считает, что наиболее существенной является ошибка, обусловленная неравномерностью размещения животных. Достойно сожаления, что этот доклад на совещании глубоко не обсуждался. Поскольку он и до сих пор не был подвергнут критическому рассмотрению, мы считаем уместным остановиться на его существен-

ных недостатках, имея все-таки в виду, что путь, по которому пошел автор, правилен.

Ю. А. Герасимов приводил данные наблюдений, составлявшие объединенный вариационный ряд числа встреч лосей на сорока стокилометровых отрезках маршрута. Средние плотности лосей по наблюдениям правого и левого бортов оказались равными 5,8 и 8,7, а средние квадратические отклонения соответственно — 5,2 и 9,1. Как справедливо отмечает автор, при указанных величинах дисперсий разница средних арифметических недостоверна. Но это означает, что средние плотности в 5,8 и 8,7 лосей на 100 км маршрута являются по существу равнозначными показателями и любой из них может быть использован независимо от другого для оценки численности. Разница же между ними полуторакратная, поэтому чтобы быть последовательным, следует считать несущественной и полуторакратную разницу в конечных результатах определения численности лосей в области. Однако эти два ряда характеризуются не только значениями средних, но и дисперсиями. Сравнение двух дисперсий может быть произведено с помощью F -критерия (критерий Фишера). Деление большей дисперсии на меньшую дает дисперсионное отношение, равное 3,06, что соответствует однопроцентному критерию значимости: 99% вероятности, что эти две дисперсии характеризуют две различающиеся совокупности, и только 1% — что рассматривается одна совокупность, а различие дисперсий в полученных рядах — случайное. Как мы увидим ниже, в действительности дисперсии этих двух рядов наблюдений вычислены автором со значительным завышением (в 2,5 раза). В результате автору и не удалось обнаружить имеющую место достоверную разницу в значениях средних арифметических.

Достоверная разница дисперсий, а тем более разница средних вынуждают нас считать, что или эти ряды представляют разные совокупности (маршрут самолета пролегал по границе между двумя зонами с разной плотностью), или же ширина учетных полос правого и левого наблюдателя различается в 1,5 раза. Судя по тому, что маршрут выбирался более или менее произвольный, приемлемо только второе предположение. Значит, для сравнения этих двух рядов, тем более для образования из них единого вариационного ряда надо 100-километровые отрезки маршрута по одному борту приравнивать к 67-километровым — по другому, или же суммировать наблюдения по одному борту с наблюдениями по другому.

Мы не располагаем исходными данными, поэтому не в состоянии провести такую операцию и попытаемся выявить характер распределения лосей, используя лишь данные доклада и тезисов.

Автор разбивает весь авиамаршрут на равные 100-километровые отрезки. Поскольку маршрут проходил через разные угодья, естественно считать, что распределение числа встреч по отдельным наблюдениям (отрезкам) и не должно быть нормальным. Однако все расчеты ведутся исходя из нормального распределения. Тем самым автор отклонился от правильного пути определения ошибки. Мы говорили выше, что маршрут может быть разбит на сколь угодно большое число отрезков. Но автор, разбивая его на 100-километровые отрезки, тем самым допустил возможность наложения значительной части отрезков на стыки разных типов угодий. Более дробная разбивка позволила бы точнее приурочить наблюдения к определенным угодьям, и на стыки угодий пришлась бы меньшая доля полученных многочисленных наблюдений. Распределение лосей по территории следует считать безусловно распределением редких и, разумеется, дискретных величин. Можно предполагать, что оно подчинено закону Пуассона. Однако у автора и средняя арифметическая, и среднее квадратическое отклонение оказались равными, т. е. дисперсия оказалась равной квадрату

среднего, а не самому среднему, как это можно было ожидать при распределении Пуассона. Причиной высокой дисперсии является, надо полагать, неоднородность условий обитания лосей и, следовательно, наличие не одного, а нескольких показателей плотности, соответствующих разным типам угодий.

Составленный Ю. А. Герасимовым ряд содержит 40 наблюдений, от 0 до 29 встреч лосей в каждом наблюдении. Среднее арифметическое равно 7,3, но по 7 и 8 встреч имеют только 4 наблюдения, тогда как другие, более удаленные от середины участки вариационного ряда представлены более обильно. Вершина ряда не совпадает со средним арифметическим. Более того, ряд оказывается многовершинным (рис. 1). В 8 случаях (на 8 отрезках) лосей не встречено. Можно полагать, что это — наблюдения

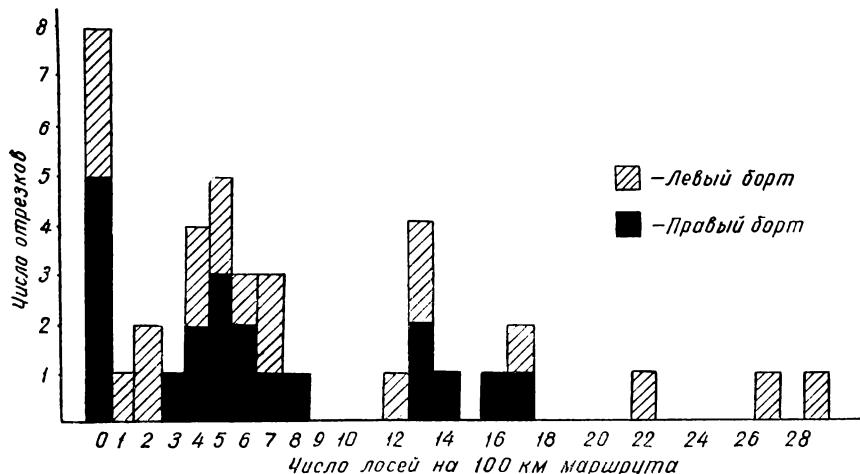


Рис. 1. Распределение лосей на 100-километровых отрезках авиамаршрута. (Из инструкции по учету копытных, разосланной Главохотовой областным госохотинспекциям.)

на территориях, заведомо непригодных для лосей. Явно самостоятельный вариационный ряд можно было выделить с числом встреч 1—8: по 1 лосю на отрезок — одно наблюдение, по 2 — два наблюдения, по 3 — одно наблюдение, по 4 — пять, по 5 — пять, по 6 — три, по 7 — три и по 8 — одно наблюдение. Дальше в этом ряду от 9 до 11 лосей наблюдения отсутствовали, а начиная с 12 и до 29 голов наблюдения опять имелись. Такой вариационный ряд никак нельзя считать близким к нормальному.

Автору следовало бы обратить внимание на то обстоятельство, что высокие или, наоборот, низкие плотности на том или ином отрезке маршрута не являются случайными. Большому числу встреч лосей по одному борту самолета соответствовало, вероятно, большое число их и по другому борту. Сопоставляя их попарно, рассматривая их как повторные наблюдения, можно было найти разницу между наблюдениями по левому и правому борту самолета и степень достоверности этой разницы, а также и степень случайного варьирования числа встреч в наблюдениях по каждому борту.

При авиаучете не представляет большого труда выяснить, к какому типу угодий следует отнести любое из наблюдений. При этом разбивка на более дробные отрезки позволила бы обстоятельнее оценить характер распределений и приуроченность тех или иных плотностей к разным типам угодий. Все отрезки маршрута, соответствующие одному типу угодий, следовало соединить, и каждый полученный ряд наблюдений анализировать раз-

дельно. Если во всех рядах распределения близки к закону Пуассона, расчет 95-процентных доверительных пределов для плотности лосей в области в целом, безотносительно к типам угодий, был бы следующим (для 100-километровых отрезков при $M=7,3$):

$$\begin{aligned} 2(\sqrt{291+1} - \sqrt{40\mu_2}) &= -2 \\ \sqrt{292+1} &= \sqrt{40\mu_2} \\ \mu_2 &= \frac{18,1^2}{40} = 8,2 \end{aligned} \quad \begin{aligned} 2(\sqrt{291} - \sqrt{40\mu_1}) &= 2 \\ \sqrt{291} - 1 &= \sqrt{40\mu_1} \\ \mu_1 &= \frac{16,05^2}{40} = 6,45 \end{aligned}$$

Итак, на 100 км маршрута по каждому борту приходилось в среднем по 7,3 лося с доверительными пределами для достоверности в 95%, равными 6,45—8,2. Отклонение доверительных пределов от среднего составляют около 12% от вычисленной плотности лосей. У автора же статистическая ошибка получилась равной 15%, значит принятые нами доверительные пределы отклоняются от среднего на 2 ошибки, или на 30%. Ошибка оказалась завышенной в 2,5 раза (даже без поправки на различия в ширине правой и левой учетных полос).

При невозможности разбить все наблюдения на отдельные распределения соответственно угодьям, можно вычислять общую дисперсию методом разностей, по смежным наблюдениям, отыскивая разности между ними. И еще одно замечание по поводу этого учета. Лоси встречаются группами, и каждая представляет собой не случайное, а закономерное скопление. Поэтому числом встреч в каждом наблюдении (отрезке) следует считать не количество встреченных лосей, а количество групп, независимо от числа животных в группе. Таким же статистическим методом может быть вычислен и средний количественный состав группы, а уже затем данные частоты встреч групп и численности животных в группе перемножаются.

Наши предположения о характере распределения лосей могут в действительности оправдаться лишь частично. Какая-то часть животных может оказаться распределенной с большей дисперсией, чем мы предположили, но тем не менее общая ошибка все-таки будет меньше полученной автором. Всякое опытное распределение может лишь приближенно соответствовать теоретическому, т. к. характер распределения животных даже на совершенно однородных угодьях может закономерно отклоняться от случайного в зависимости от состояния погоды, направления ветра, близости населенных пунктов и т. п. Поскольку эти факторы нельзя учесть, их следует рассматривать как случайные, хотя они и действуют на разных участках различно. Целью статистической обработки является отыскание такого теоретического распределения, к которому максимально приближается опытное. Если нам удалось путем вычислений найти несколько значений дисперсии, мы можем брать наименьшее из них и по нему судить о размахе случайных отклонений от среднего. Мы не считаем нужным доводить все вычисления до особо высокой точности. Наша задача — найти способы сравнительной оценки точности разных методик, а поскольку различия по точности велики, их можно обнаружить даже при грубой приближенной оценке. О работе Ю. А. Герасимова мы можем сказать, что при охвате наблюдениями 2% территории области посредством авиамаршрутов ему удалось определить численность лосей с достоверностью 95% и с точностью в 12%. Таким образом, можно утверждать, что число лосей в Московской области — от 13870 до 17630 голов, но наиболее вероятно, что численность близка к 15—16 тысячам.

Если теперь представится возможность получить основные параметры распределения лосей при авиаучете в другой местности или в той же, но на следующий год, то мы имеем возможность оценить, с одной стороны, сте-

пень отработанности элементов методики в каждом из произведенных учетов, а с другой стороны, оценить, имеется ли разница в численности животных в этих двух случаях.

По поручению Управления охотниче-промышленного хозяйства при Свердловском облисполкоме мы в течение последних трех лет проводили аналогичный рассмотренному выше учет численности на авиамаршрутах. В марте 1963 г. проведено 2250 км авиаучетов копытных в юго-восточных районах области, входящих частично в лесную зону, частично — в лесостепь с перемежающимися сосновыми борами и березовыми колками. Учтено 50 косуль и 51 лось. Характер распределения тех и других одинаков, поэтому мы здесь представляем эти данные объединенно (табл. 1).

Таблица I

Распределение копытных в юго-восточных районах Свердловской области по 332 отрезкам авиамаршрута

(Длина отрезка 13,5 км — 5 мин полета)

Показатель	Число встреч на отрезок							Всего	M	σ^2
	0	1	2	3	4	5	6			
Число стад учтенное . .	282	45	5	0	0	0	0	55		
ожидаемое . .	282,2	46,8	3,8	0,2	0	0	0	55	0,166	0,168
Число зверей учтенное . .	282	21	14	11	2	1	1	101		
ожидаемое . .	250,2	76,0	11,5	1,2	0,1	0	0	101	0,301	0,684

Даже из простого сопоставления частот, наблюдавшихся и ожидаемых по распределению Пуассона при данной численности, совершенно очевидно, что распределение числа встреч весьма близко к ожидаемому, а распределение количества животных — резко отличается. В первом случае дисперсия оказалась практически равной своему среднему арифметическому, а во втором — в 2,26 раза больше его. Эта последняя величина в 2 раза превышает допустимую по таблице значений F для распределения Пуассона при 10-процентном уровне значимости, следовательно, мы никак не можем считать распределение животных близким к распределению Пуассона. Если же сравнить оба эти эмпирических ряда с их теоретическими аналогами по показателю хи-квадрат, то в первом случае можно быть уверенным более чем на 95%, что расхождение между рядами — несущественное, а во втором — хи-квадрат совершенно выходит за пределы табличных значений. Вероятность того, что эмпирический и теоретический ряды представляют одно и то же распределение, не составляет и 0,1%. Значит, никоим образом нельзя вычислять статистические ошибки учета по количеству встреченных копытных, кроме как по неравенству Чебышева, т. е. весьма неточно. По числу же групп можно вполне обоснованно определять величину ошибки, исходя из распределения Пуассона.

Здесь же хотелось бы показать и ошибки другого характера — ошибки методики. Ширина полосы при авиаучете — по 200 м слева и справа. Однако пилот не в состоянии точно выдержать строго определенную высоту над местностью, поэтому и ширина учетной полосы должна несколько изменяться. Это обстоятельство не будет играть существенной роли для суммарных результатов, но при анализе плотностей животных на разных участках обследуемой территории, если таковые будут проводиться, приобретет некоторое значение. Если же и средняя высота полета на всем протяжении маршрута окажется несколько завышенной или заниженной, то можно ввести поправку, сопоставив записи имеющегося у пилота баро-

графа или высоты по альтиметру с топографическими данными об изменениях высоты местности над уровнем моря на всем протяжении маршрута. Таким образом, ширину учетной полосы можно определить точно.

Для лесной зоны большое значение может иметь особенность реакции наблюдателя. На 1500 км маршрута (два вылета) учет по правому борту был проведен двумя наблюдателями, № 2 и 3, а по левому — одним, № 1. Левый обнаружил 17 групп животных (30 голов), а правые вместе — 18 групп (33 головы). Из этого количества один правый наблюдатель пропустил 3 группы, а другой — 9. В следующем полете, на маршруте протяженностью 750 км, учет велся двумя самолетами, летящими точно вслед один за другим. Наблюдатель № 1 обнаружил 10 групп и одну пропустил, а № 3 — только 5 групп, а пропустил 6. Три наблюдателя правого борта, № 4, 5 и 6, обнаружили в общей сложности 8 групп, из них № 4 пропустил три, № 5 — шесть и № 6 — шесть. Три встречи из восьми были обнаружены только четвертым, а пятым и шестым пропущены. Из этих данных следует, что наблюдатель в лесу не в состоянии обнаружить всех животных, находящихся в учетной полосе. Некоторую часть их он пропускает, и иногда — значительную. Следует еще учесть, что животные и их следы ни разу не были обнаружены в густых хвойных лесах, а в основном — в осинниках и в березовом лесу. Не исключено, что в густых сосновых лесах, попадавшихся на маршруте, тоже были животные, но отсутствие следов в таких стациях позволяет считать, что осталось неучтенным незначительное количество копытных. Во всяком случае, наши данные заставляют думать, что не всякий наблюдатель в состоянии учесть полностью всех животных, и результаты авиаучета всегда будут занижены на величину, зависящую от индивидуальных особенностей наблюдателя и просматриваемости угодий. По-видимому, при каждом учете необходимо, чтобы наблюдение велось по меньшей мере тремя наблюдателями, с тем чтобы, меняясь местами, провести взаимную проверку и определить процент пропуска для каждого из них.

Сравнительная оценка численности животных в разных пунктах или в разное время становится совершенно бессмысленной, если не проводится статистическая обработка, не определяются доверительные пределы полученных при учете результатов. Так, первый наблюдатель на 750 км обнаружил в одном полете 10 групп животных, а спустя 6 дней на том же маршруте — только 7. Учитывая, что группы распределены по закону Пуассона, можно определить достоверность разницы в 3 группы. Ошибка разницы составляет 4,1 группы, достоверность разницы равна 0,73, т. е. разница совершенно несущественна. Если взять для сравнения и суммарные данные наблюдателей, давшие по первому маршруту 16, а по второму — 19 встреч, то достоверность разницы оказывается равной лишь 0,5. Точно такова же разница и при повторном спаренном полете на маршруте, по которому раньше пролетали одним самолетом: 19 встреч против 16 в первый раз. Спаренный полет позволил повысить число встреч на 18,8% против первого вылета по этому маршруту на одном самолете, но чтобы утверждать, что увеличение числа наблюдателей с 3 до 5 действительно повышает число обнаруженных групп, необходимо провести в 12 раз больше сравнений. Лишь при таком объеме исследований это различие может быть доказано. Однако действительная разница может оказаться и большей и подтвердится не на столь большом числе наблюдений или же окажется меньшей, и даже в этом случае не подтвердится.

Из всех этих примеров видно, что, прежде чем рекомендовать ту или иную методику для внедрения в практику учетных работ, нужно не только найти пути определения случайных ошибок, но и тщательно проверять элементы техники исполнения учетных работ.

Наш отчет по авиаучету копытных в Свердловской области был передан Главохотовой РСФСР на заключение в Окский государственный заповедник. В отчете мы предлагали наряду со встречами самих животных учитывать и следы их, используя эти данные для детализации характера распределения животных на местности. Автор заключения усмотрел в нашем предложении грубую методическую ошибку. Отчет переслали в наш адрес для исправления наших «ошибок». Поскольку мнение рецензента нашло поддержку в такой серьезной организации, как Главохотова РСФСР, считаем необходимым разобрать этот вопрос детально.

Учет следов на маршрутах — метод, широко применяемый для относительного учета. Отправным моментом этого метода является само собой разумеющееся условие, что чем больше плотность животных, тем больше следов они оставляют. Таким образом, частоту пересечений следов с пешим маршрутом можно рассматривать как косвенный показатель относительной численности. Вероятность пересечения следов одного животного с учетным маршрутом определяется протяженностью наследа, поэтому частота встреч следов на маршруте зависит, кроме плотности населения вида, и от условий погоды, обеспеченности кормом (меняется протяженность наследа). Кроме того, учетчиком вносится и субъективная ошибка: принято учитывать следы не более чем суточной давности, а у отдельных учетчиков самые старые из учитываемых следов могут иметь «возраст» или меньше, или больше суток. Все эти обстоятельства, разумеется, учтены в руководствах по маршрутному учету (например, Теплов, 1952).

Разберем, чем отличается учет следов с самолета от учета на пешем маршруте. При авиаучете у исполнителя нет возможности задерживать свое внимание на отдельных следах, тем более — определять их давность на ощущение. Более того, при высокой плотности следов нелегко будет не только выбирать следы определенной давности, но и просто пересчитать их. Если найти возможность преодолеть эти затруднения, учет следов с самолета обнаружит значительные преимущества перед наземным. Мы видим эти преимущества в следующем: 1) За короткий период времени охватываются наблюдением значительные пространства, поэтому, какой бы ни была погода дня учета, на всем протяжении маршрута она неизменна. Это условие обеспечивается автоматически правилами полетов (условие летной погоды). Можно установить и более жесткие требования, как это оговаривается и при наземных учетах: проводить полеты через 2—3 дня после снегопада и т. д. 2) Полоса обзора с самолета достигает 500 м, поэтому на каждую единицу маршрута будет учтено больше следов, чем при наземном способе. 3) На всем протяжении маршрута учет ведется одними и теми же лицами, следовательно, даже при субъективной оценке давности следов обеспечивается однообразие оценок по всей длине маршрута. 4) Наконец, при выборе наземного маршрута субъективность этого выбора не может оспариваться. А для правильной статистической оценки необходимо условие случайности отбора проб, не допускающее какого-либо сознательного выбора стаций, которые с точки зрения организатора работ могут показаться типичными. В практике учетных работ очень часто пренебрегают этим правилом ввиду трудности его соблюдения и в целях экономии времени, которое пришлось бы затрачивать на обследование почти пустых стаций. Однако выбор типичных мест учета неизбежно влечет за собой и некоторые неточности. Авиамаршрут представляет собой замкнутую ломаную линию, состоящую из 5—10 прямых отрезков. Изменение курса самолета производится над хорошо заметными пилоту ориентирами (населенные пункты, большие озера и т. п.). Конечно, вблизи таких ориентиров численность может оказаться закономерно сниженной, но доля таких участков во всем маршруте невелика. На остальной части, на прямых

участках маршрута все стации будут охвачены учетом пропорционально их удельному значению.

На рис. 2 показано совместно распределение копытных и их следов на двух маршрутах. При значительной суммарной протяженности маршрутов и достаточно большом числе наблюдений (53 группы животных), данные о средней плотности животных можно экстраполировать на всю обследуемую территорию. Однако для каждого отдельного района, пересеченного маршрутом, число наблюдений невелико и, полагаем, вполне обоснованно высказанное нами в отчете утверждение, что при 5—10 встречаенных на территории того или иного района животных экстраполяцию средних значений на всю территорию района производить не следует. Проанализировать распределение животных по районам помогает распределение их следов на маршруте. На каждом из маршрутов хорошо заметно, что там, где встречено больше животных, больше и учтено следов. Но следов учтено 1200, тогда как животных обнаружено только 103. Значит, соответственно выше должна быть и разрешающая способность дифференцированной оценки плотностей по следам. На графике по горизонтальной оси внизу указаны порядковые номера отрезков маршрута. И если, скажем, на 31—39-м, а также на 56—64-м отрезках не было встречено копытных, сравнивать плотности животных по самим встречам не имеет смысла: на обоих участках плотность кажется равной нулю. Тем не менее, оценка встречаенных на этих участках следов позволяет считать, что плотность животных, хотя и низкая на этих двух участках, все-таки выше нуля. Более того, можно говорить даже о различной плотности на них. На первом из названных участков было учтено 38 следов, а на втором — только 9. Разница получается четырехкратной. В первом случае на каждое из девяти наблюдений приходится $5,4 \pm 1,7$ следа, а во втором — $1,3 \pm 0,81$ следа. Разница $4,1 \pm \pm 1,9$ близка к достоверной даже в том случае, когда ни на том, ни на другом участке самих животных не встречено.

Остается только убедиться в наличии зависимости между количеством встречаенных животных и их следов. Сравнивать эти числа на каждом отрезке и искать прямую зависимость в такой форме было бы бесполезно: даже в угодьях, богатых копытными, отрезки с животными чередуются с отрезками без встреч их. Однако, если выбрать все отрезки маршрута, где животных не было встречено (независимо от того, насколько высока или низка частота встреч животных на участке, откуда взят отрезок), то среднее число следов на таких отрезках равно 9,3 ($n=96$); при одном животном, приходящемся на отрезок, число следов равно в среднем 16,3 ($n=21$); при двух животных ($n=7$) — 28,7 следа; при трех ($n=5$) — 18,7, при четырех ($n=2$) — 22,6, при пяти ($n=4$) — 51,0, при шести ($n=2$) — 40,0 и при обнаружении семи животных на отрезке на него приходится в среднем 51,0 следа ($n=1$). Заметна некоторая неустойчивость нарастания числа следов с увеличением количества увиденных животных, вызванная, безусловно, малым количеством наблюдений с большим числом животных на отрезке. Коэффициент корреляции между числом животных и количеством следов на отрезках получился равным +0,8, что можно рассматривать как достоверную зависимость этих двух показателей.

Мы уже обращали внимание на то обстоятельство, что дисперсия числа животных, в отличие от дисперсии числа обнаруженных групп, не равна своему среднему арифметическому. Она оказалась вдвое выше. Среднее число животных в группе равно двум, и увеличение дисперсии против ожидаемой можно целиком отнести на этот счет. Наши предварительные исследования распределения следов показали, что встречи наследов отдельных животных при учете их на наземных маршрутах тоже распределяются по Пуассону. Если же за единицу наблюдения принимать не группу следов

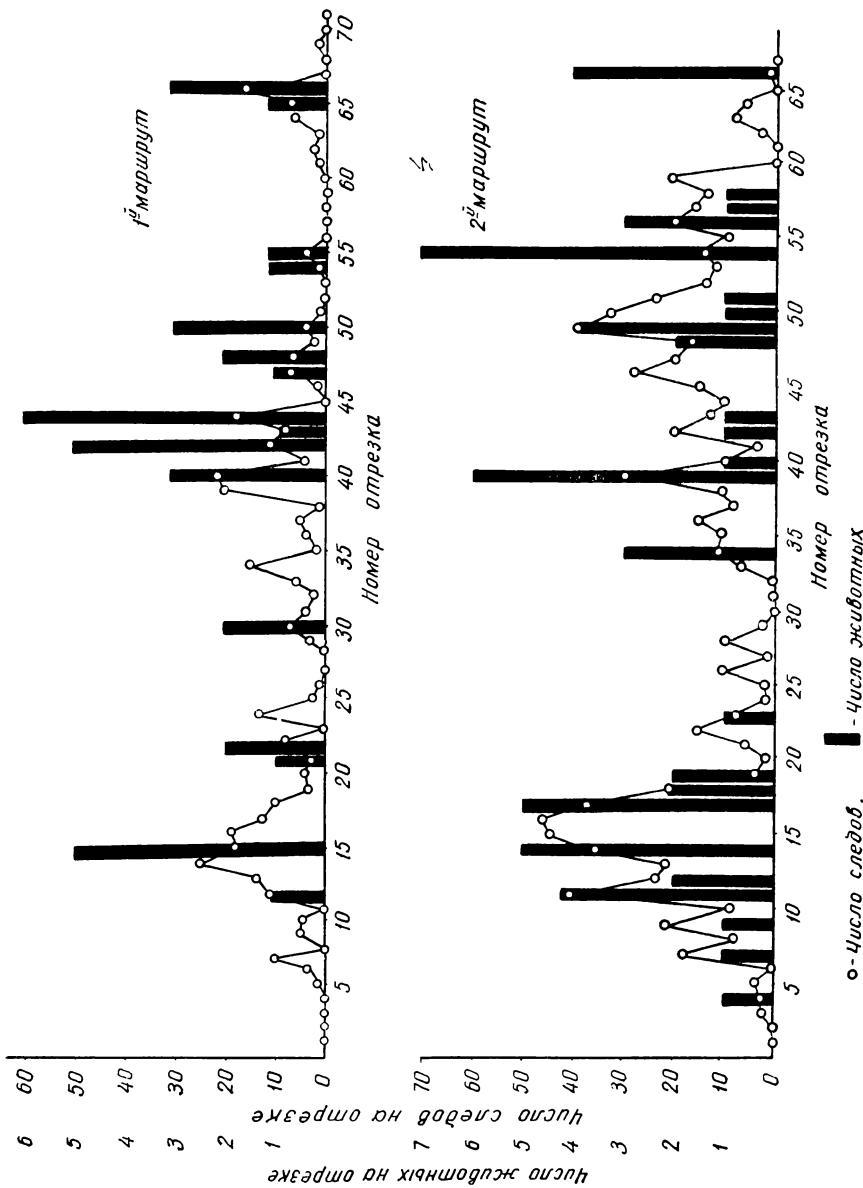


Рис. 2. Распределение встреч копытных и их следов на двух авиамаршрутах.

оставленных одним животным, а каждое пересечение маршрута следом, то дисперсия больше ожидаемой во столько раз, сколько следов в среднем приходится на одного животного. Надо учитывать оба эти обстоятельства, обуславливающие неравномерность распределения следов копытных. При средней плотности следов, равной на первом маршруте 5,1, дисперсия оказалась равной 40,2. Однако на графике отчетливо заметно изменение по длине маршрута плотностей как следов, так и самих животных. Вычисляя дисперсию по отклонениям от среднего арифметического, мы значительно завышаем ее. Вычисление дисперсии по разностям смежных значений покажет нам фактическое варьирование признака около его среднего переменного уровня. Вычисленная таким способом дисперсия равна 21,5. Даже в этом случае она в 4,2 раза превышает ожидаемую при распределении Пуассона. Увеличение ее в 1,6 раза можно отнести за счет того, что сами животные на этом маршруте держатся группами в среднем по 1,6 головы. Увеличение ее еще в 2,6 раза можно отнести либо за счет того, что следы каждой группы животных встречались неоднократно, либо за счет завышенной оценки числа увиденных следов. Действительно, подсчет следов велся нами по упрощенной шкале. Следы от одного до трех животных записывались учтчиками в их абсолютном значении, а большие скопления (в записях бортового дневника отметка «много») условно принимались за пять следов. Эта субъективная оценка не могла не внести некоторых искажений в абсолютные величины, но она распространялась в равной мере на все отрезки маршрута, поэтому нет никаких оснований сомневаться в возможности оценить распределение плотностей по обследуемой территории.

Второй маршрут был проведен несколькими днями позднее. Снегопадов за эти дни не было и, следовательно, плотность следов оказалась относительно более высокой. На каждого встреченного животного пришлось в среднем по 14 следов против 10,2 на первом маршруте. Однако большее количество следов на каждое животное не изменило соотношения средней арифметической и дисперсии этого ряда наблюдений. При среднем числе следов на отрезок 12,7 дисперсия, определенная по смежным значениям, получилась равной 49,9, т. е. тоже больше в 4 (3,93) раза. Значит, на первом маршруте число групп животных, оставивших следы, равно $5,1 : 4,2 = 1,21$, а на втором — $12,7 : 3,93 = 3,23$, против реально увиденных на маршруте 0,31 и 0,38 групп животных.

Итак, обнаружено определенное количество самих животных и следов таких же, в том числе и тех же самых животных. Судя по следам, животных на первом маршруте в 3,9 раза, а на втором — в 8,5 раза больше, чем их было обнаружено в полосе обзора шириной 500 м. Конечно, это не означает, что наблюдатели пропустили такое большое количество животных. Следует считать, что в полосу обзора попали следы и тех животных, которые в момент пролета самолета находились где-то за пределами этой полосы. Полученные соотношения количеств учтенных животных и следов указывают, во сколько раз наследы животных шире учетной полосы. Ширина полос на первом маршруте равна в среднем 1,95, а на втором — 4,25 км. Естественно, протяженность набродов животных более чем вдвое увеличилась за несколько дней без снегопада.

Мы не ставили целью определить эту величину точно, однако стоит сопоставить полученные данные с приводившимися выше данными М. Л. Калецкой о пределах протяженности дневного наброда лосей на берегах Рыбинского водохранилища (от 430 до 3600 м). Можно заметить сходство этих данных и считать, что не учтенные нами случайные факторы не привели нас к заведомо ошибочным результатам. То, что там установлено посредством тропления, можно получить попутно с авиаучетом. Мы

не видим чего-то неожиданного в самой возможности вычислять такие показатели. Все явления жизни животного взаимосвязаны и находят косвенное отражение в наблюдениях, прямо и непосредственно с ними не связанных. Ведь никому не кажется удивительным, что, насчитав с самолета сотню животных в лесу, мы беремся судить об их численности даже в тех местах, над которыми и не пролетали. Не должна казаться неожиданной и возможность получить характеристику поведения животных (протяженность суточных набродов), располагая только данными об общем количестве животных, числе голов в стаде и изменчивости частоты встреч как самих животных, так и их следов. Тем более, если вопрос состоит лишь в том, можно ли по числу следов судить об относительной численности животных, следует ответить на него утвердительно. А если говорить об определении абсолютной численности, то и здесь мы не видим принципиальной разницы с учетом, основанным на наземных маршрутах. Там для перевода относительных данных в абсолютные нужны контрольные площадки, здесь такой контрольной площадкой является вся полоса обзора с увиденными на ней животными, а маршрутом — все та же полоса с отмеченными на ней следами. И там, и тут число увиденных на контрольной площадке животных недостаточно велико, поэтому для более детальной оценки и привлекаются данные маршрутного учета. Разумеется, если плотность животных очень высокая, нет нужды, да не хватит и времени учитывать еще и следы. Следовательно, учет следов не обязательен во всех случаях, но если есть к тому возможность, не следует ею пренебрегать. Учет следов копытных лишь помогает нам дать более точную дифференцированную оценку распределения их по территории. Однако в густом лесу, например на территории бывшего заповедника «Денежкин Камень», обследование которой тоже проводилось нашими сотрудниками, лосей очень трудно увидеть и находить места их скоплений можно лишь по концентрации следов.

В открытых стациях и в негустом лесу с высоты в 150 м хорошо различмы следы не только копытных, но лисицы и зайца, хотя самих их увидеть почти никогда не удается. Учитывая все сказанное выше, нетрудно понять, что по одним только следам мы можем судить лишь о распределении этих животных на местности, а не об абсолютной численности их. Но если в нескольких пунктах по пути следования самолета численность будет определена другим способом, то, привязав плотность следов в этих пунктах к конкретной плотности животных, можно преобразовать показатели относительной плотности в абсолютную численность. Нельзя только забывать, что частота встреч следов, полученная при авиаучете, совершенно не соответствует частоте следов на наземном маршруте, хотя бы потому, что полоса обзора намного шире. Следовательно, воспользоваться вычисленными при наземном учете пересчетными коэффициентами невозможно. Для данных учета следов с воздуха нужно вычислять свои коэффициенты, отдельно для каждого дня учета.

Мы постоянно подчеркиваем необходимость проверять достоверность получаемых различий и опираться в своих выводах только на такие, достоверность которых, по крайней мере, 95-процентная. Может быть, это было бы излишним, если бы математическая статистика более широко применялась в полевых исследованиях. Однако, пока она не вошла в них как неотъемлемая составная часть, приходится об этом напоминать. Без нее нельзя обойтись во всех тех случаях, когда ставится целью получить в результате полевых исследований максимальную информацию.

Различия в плотности учитываемых животных в двух сравниваемых пунктах или в два разных года могут оказаться столь большими, что будут очевидны и без математической обработки наблюдений. Так, если мини-

мальные значения одного ряда наблюдений окажутся выше максимальных значений другого, то и без статистической обработки ясно, что мы имеем дело с рядами, различие между которыми достоверно. Но всякие учетные работы имеют целью получить максимальный выход информации на единицу затраченных усилий. Для выявления резких различий нет надобности проводить специальные учетные работы. Достаточны опросные сведения о численности животных в сравниваемых пунктах. Эти данные, если они поступают от лиц, достаточно хорошо знакомых с охотничьями угодьями и часто бывающими в них (например, охотники, егери, лесники), хорошо согласуются между собой и оказываются в достаточной мере точными. Если данные собираются о крупных, заметных и сравнительно редких зверях (лось, косуля, куница, соболь) и выражаются корреспондентами в количестве голов на определенную площадь, такие данные можно обрабатывать статистически и определять доверительные пределы. Возьмем в качестве примера данные охот-корреспондентов из двух смежных районов Свердловской области о численности косуль на известных им участках. В одном районе средняя плотность косули, полученная по 14 наблюдениям (14 анкет), равна 1,27 на 1000 га, в другом, по 11 наблюдениям — 2,83. Дисперсия в первом случае 2,25, во втором 4,4. Как видно, оба распределения еще далеки от распределения Пуассона. Вероятно, здесь сильно сказывается приближенность оценки. Однако степень этой приближенности имеет конкретное выражение в величине статистической ошибки, и мы в состоянии определить доверительные пределы. И если при данном числе наблюдений нельзя еще утверждать с достоверностью более 90%, что плотность популяции косуль в этих двух районах разная, то при увеличении их числа могут быть получены вполне достоверные данные об этой разнице, или же будут получены более сходные плотности. Иными словами, эта разница или подтвердится, или будет опровергнута.

Разумное применение приемов статистической обработки к данным учетов численности намного повысит уверенность в надежности результатов и ограничит возможности экстраполяции недостоверных данных.

Из тезисов совещания (1961) видно, как относится большинство авторов к статистическим приемам обработки учетных данных. Б. Т. Семенов (1961) считает, что при учете лосей с самолета ошибка не превышает 10%, но не указывает при этом, каков должен быть объем работ и число наблюдений, чтобы достичь такой точности. А без этого, как мы убедились, нет никакого смысла говорить о той или иной точности.

Может быть и другой метод оценки точности,— субъективная оценка, основанная на опыте исследователя. Так, А. А. Слудский (Слудский, Шубин, 1961) считает возможным определить доверительные пределы на глаз, интуитивно, определяя общие запасы сайгака в пределах 1200—1300 тысяч голов. Даже число животных в стадах определялось, как указывает сам автор, на глаз, без подсчета. Как и другие авторы, он не обосновывает точность оценки численности объемом наблюдений. Судя по большой протяженности маршрута, число наблюдений было, вероятно, достаточно большим, и доверительные пределы могли быть вычислены (по числу встреч стад сайгака и среднему количеству животных в стаде). Интуитивная оценка доверительных пределов ненадежна. Ошибка, которую автор считает вероятной при данном учете, составляет всего лишь 4% от определенной им численности. Если это верно, то можно было бы считать, что он достиг высокой точности. Попытаемся путем обратного расчета определить, какой порядок величин могли бы иметь доверительные пределы численности сайгака. Если сайгак встречается лишь на одной трети территории республики (900 тыс. км²) и численность его там 1250 тысяч, то на 1 км² приходится в среднем по 1,4 головы. Авиа-

учетом охвачена полоса длиной 10 000 км. Будем считать осмотренную при учете площадь равной 12 500 км². Значит, при учете могло быть встреченено около 17 500 сайгаков. Известно, что в Казахстане встречаются стада сайгаков численностью в несколько сотен, до тысячи голов. Если условно принять среднюю численность стада в 200 голов, а среднее квадратическое отклонение — в 50 (думаем, что мы очень резко занижаем эти данные), то можно предположить, что при учете могло быть отмечено 87 стад, по 0,007 стада на 1 км². Доверительный предел для пересчета на всю территорию, если считать распределение стад на местности пуассоновым, составит 0,0055—0,0087. Таким образом, ошибка только за счет случайного распределения стад на местности при 95-процентных доверительных пределах будет 20—24%. Кроме этой ошибки, наложится еще ошибка за счет варьирования числа животных в стаде, равная, по нашим предположительным исходным данным, 5%. Поэтому мы вправе были бы ожидать оценки численности поголовья сайгака в Казахстане в пределах ± 20—25%. Эти пределы, безусловно, оказались бы намного шире, если бы удалось учесть еще и ошибки глазомерной оценки количества животных в стадах.

Этот наш расчет сугубо ориентировочный. Он позволяет приблизенно оценить порядок величин ошибки экстраполяции, и его следует делать перед началом учетных работ, с тем, чтобы определить протяженность маршрута, потребную для достижения необходимой (заданной) точности учета. И если бы в следующий год учет автор, проводя аналогичную работу, определил численность сайгаков в 1400 тыс. голов, он, основываясь на своих интуитивных доверительных пределах, мог бы утверждать, что поголовье сайгаков в целом по республике возросло, а если основываться на нашей ориентировочной оценке пределов, такое утверждение делать рискованно: ведь при повторном учете тоже были бы выявлены доверительные пределы средней (1400 тыс.), близкие к доверительным пределам первой средней (1250 тыс.). Достоверность разницы оказалась бы близкой к единице, значит имелось бы лишь 68% вероятности, что разница есть, и 32% — что ее нет.

До сих пор мы рассматривали случаи учетов, в которых авторы оперируют одной случайной величиной (частота встреч объекта учета на маршруте или на учетных площадках). В некоторых методиках предлагается определять численность по нескольким показателям, каждый из которых является величиной вероятностной, содержащей свою ошибку. Определение дисперсий и ошибок суммы или разности таких величин несложно. Что же касается произведений и частных нескольких случайных величин, то их ошибки определяются путем сложных математических вычислений (по теореме Тейлора), да и то только для тех случаев, когда величина ошибки не превышает нескольких процентов от величины средних, входящих в произведение или дробь.

В. Д. Скробов (1961) предлагает учитывать песца посредством подсчета нор в тундре, процента нор, занятых песцами, и среднего числа щенков в выводке. Итоговая численность выразится произведением этих трех величин, каждая из которых содержит статистическую ошибку. Чтобы не производить сложных и ненадежных математических расчетов, итоговую ошибку таких произведений можно получить путем производства нескольких параллельных учетов. Средние, полученные в каждом отдельном учете, можно рассматривать как отдельное наблюдение, и доверительные пределы вычислять посредством статистической обработки таких наблюдений. При малом числе наблюдений доверительные пределы приходится брать более широкими. Если при большом числе наблюдений для 95-процентных доверительных пределов берется ± 2 ошибки, то при 6 наблюдениях — 2,57 ошибки, при 3 — 4,3 ошибки и при 2—12,7 ошибки. Но в этом случае каждое

наблюдение является осредненным, полученным на основе большого числа встреч, поэтому отклонения этих наблюдений от среднего должны быть небольшими и ошибка невелика. Однако таких повторных наблюдений обычно не делается, поэтому величину статистической ошибки произведения можно оценить лишь по ошибкам сомножителей. Ошибку можно выражать в процентах от величины среднего, к которому она относится, наподобие коэффициента вариации. Коэффициент вариации произведения будет больше самого большого из коэффициентов вариации у сомножителей. Следовательно, по ошибке сомножителей мы в состоянии ориентировочно определить минимально возможное значение ошибки произведения и утверждать, что ошибка произведения, выраженная в процентах к величине этого произведения, не может быть меньше таким же способом выраженной ошибки у того сомножителя, величина ошибки которого наибольшая. Никакая, даже самая идеальная методика не может дать результатов учета с точностью, превосходящей статистически рассчитанную.

Для предлагаемого В. Д. Скробовым способа нужно прежде всего знать число нор на всей территории. Эта величина и является одним из сомножителей. В. Д. Скробов располагает данными маршрутного учета нор на территории Ямала в 1959 г. Один сотрудник на прохождение маршрута на оленях затратил целое лето, охватив наблюдением около 1% территории. Было встречено 300 нор. Автор считает, что для получения надежных данных наблюдениями должно охватываться 8—12% занятых выводками нор, а значит, и площади норения. Значит, надо увеличивать число маршрутов в 10 раз. А если ограничиваться одним маршрутом, то число нор даже при случайному их распределении на полуострове будет определено с доверительными пределами в $\pm 12\%$ от экстраполированной величины при 95-процентной доверительной вероятности.

Занятость нор в 1959 г. была равной 3%. В рассматриваемом случае доверительные пределы процента занятости нор 1,35—5,77%. Если же объем работ был бы в 10 раз больше, те же доверительные пределы составили бы 2,4—3,7%, т. е. все равно пределы возможных значений занятости нор в округе полуторакратные. Чтобы получить годные для количественной оценки результаты, надо довести число встреч занятых нор до 200—300, независимо от процента занятости нор пещами.

Трудно сказать что-либо определенное о статистической ошибке третьего сомножителя — количества молодых в выводке. Нам не известен характер их распределения, да мы не уверены и в точности определения истинного числа их в каждой отдельной норе. Распределение же первых двух показателей мы условно приняли за случайное. Известно, что норы в заметной степени концентрируются в одних стациях и более редки в других; норы тяготеют к водоемам (вывод самого автора). Вместе с тем и маршрут, которым должен двигаться учетчик, отнюдь не случаен. Проводник ведет упряжку оленей, приурочивая маршрут к определенным элементам рельефа. Значит, этот метод, требуя огромного объема работ в трудных условиях тунды, все-таки не обеспечит требуемой точности. Все факторы, снижающие точность любого выборочного учета, здесь проявятся в самой резкой форме. Можно ли по данным такого учета планировать объем заготовок? Организации планирующие промысел, предпочитают планировать по старинке, исходя из уровня заготовок предыдущих лет. И вряд ли в этом случае можно упрекнуть их в рутине, в отказе от использования учетных данных для целей рационального планирования. Скорее автора можно упрекнуть в создании еще одного метода, дискредитирующего математическую (статистическую) основу производства учетных работ отсутствием показателя точности. Если В. Д. Скробову приходилось упомянутым методом определять промысловый запас пещца в

в Большеземельской тундре, нет никаких гарантий в том, что он не ошибался. Что же касается определения им численности песца на Ямале летом 1959 г., то он пришел к явно абсурдным результатам, определив численность в 3750 голов: в Ямalo-Ненецком национальном округе в сезон 1959/60 г. было добыто более 18 тысяч песцов. По меньшей мере половину от числа добытых обычно составляют песцы, размножавшиеся на Ямале. К тому же какая-то часть ямальских песцов, судя по данным мечения, добывается за пределами округа, в Кomi АССР и в Архангельской области, и не входят в сумму заготовленных в округе. Тем более заметно занижение автором численности песца, если данные его сравнивать с заготовками на самом Ямале: в этот сезон одним только Новопортовским рыбкоопом было заготовлено 6800 песцовых шкурок.

По нашим наблюдениям, в 1959 г. на каждую пару взрослых к началу промысла имелось в среднем по 5,7 молодых, а не по 3, как установил В. Д. Скробов. Возможно, к занижению численности привел недоучет щенков на норах летом, когда проводилось исследование. Не выходя за доверительные пределы вычисленного им процента занятости нор и принимая число молодых в норе равным не 3, а 5,7, поголовье песцов на Ямале можно было бы считать равным 11 000. Однако в трех тяготеющих к Ямалу и заготовляющих ямальского песца рыбкоопах (Ярсалинский, Щучьереченский и Новопортовский) было заготовлено более 10 тысяч песцов. Значит, при всем желании нельзя считать, что численность определена всего лишь неточно. Вероятно не были учтены какие-то площади, имевшие более высокий процент занятости нор.

При осмотре 300 нор процент занятости их будет определен точнее, если занятость нор окажется не 3, а 30—50%. При 50% занятых нор ошибка составит около 2,8% и доверительные пределы будут 44,4—55,6%. Но при высокой степени занятости нор можно и без подсчетов большой точности смело давать рекомендации к добыче максимально возможного числа песцов, не рискуя подорвать численность маточного поголовья. Высокой точности при определении численности песца важно достичь в неблагополучные годы. Тогда в целях сохранения маточного поголовья в промысел надо ввести ограничения. Неумеренный промысел при низкой численности может привести к депрессии заготовок, как это было в 1959—1962 гг.

Если, например, хозяйственные организации ставят перед исследователем задачу определить численность с допустимой ошибкой не больше 10%, то, используя метод В. Д. Скробова, нужно обследовать 300 занятых песцами нор, независимо от того, сколько окажется незанятых. Иначе говоря, нужно определить среднюю плотность нор, занятых песцами, и не принимать в расчет незанятые. Для определения среднего количества молодых, приходящихся на занятую нору, этого числа (300 нор), по-видимому, будет достаточно, чтобы обеспечить доверительные пределы, меньшие, чем 10%. Что же касается правильности подсчета молодых в каждой жилой норе, то можно лишь предполагать, что со временем определятся средняя величина систематической ошибки, возникающей в результате того, что не все щенки показываются одновременно на поверхности норы, часть их, а иногда и все, крепко затаиваются в глубине, даже не подавая голоса (в чем мы неоднократно убеждались). Но проведение учета этим методом при условии достижения указанной точности потребует чрезвычайно большого объема работ, особенно при малой занятости нор песцами. К тому же, нельзя забывать, что в разных частях тундры степень занятости нор бывает различной, значит, учет занятых нор надо проводить повсеместно, во многих пунктах, включая и труднодоступные территории.

Говоря о достоинствах и недостатках той или иной методики, мы на первое место поставили статистическую достоверность получаемых

результатов учета. Но в ряде случаев приходится еще ставить под сомнение и методическую сторону. Так, мы усомнились в возможности точно подсчитать количество щенков в песцовой норе. В равной мере можно поставить под сомнение любые другие получаемые при учете данные. Например, при авиаучете лосей в лесной местности можно предположить возможность пропуска наблюдателем части животных из-за плохой видимости в лесу или ошибки в определении ширины учетной полосы; при маршрутных учетах зверей по следам может высказываться сомнение в принадлежности нескольких следов одной и той же особи, сомнение в свежести следа и т. д. Статистическая обработка разовых данных тут не поможет. Можно, конечно, произвести несколько повторных учетов в одном и том же месте и в одно время, но разными учетчиками, с тем, чтобы выявить процент противоречивых оценок, данных разными лицами. Но наиболее надежно все-таки проведение учетов параллельно двумя разными методами.

Если существует какой-либо проверенный метод учета, пусть не применяющийся в хозяйстве (скажем из-за трудоемкости), он должен быть использован при проверке новой методики как арбитражный. Если ошибка предлагаемой методики при данном объеме работ несущественна, методика может быть принята как вполне пригодная. Но обычно арбитражного метода не существует и приходится разрабатывать методику учета впервые для данного вида. В таком случае, прежде чем рекомендовать ее для широкого внедрения, надо провести по крайней мере 2—3 (или больше) параллельных, не связанных между собой учета и проанализировать расхождения в результатах. Если данные для расчета численности имеются в достаточно большом объеме, их можно разбить на несколько независимых субвыборок, получить конечные результаты по каждой из них и сравнивать их как полученные независимо одна от другой.

Мы рассмотрели здесь лишь немногие из известных методов учета численности животных. В плане поставленных нами задач — оценки статистических ошибок в методиках, основанных на выборочном методе,— нет необходимости рассматривать все существующие методики или хотя бы наиболее употребительные из них. На наиболее различающихся вариантах выборочного метода мы показали, что во всех случаях определения численности при экстраполяции результатов учета на всю исследуемую площадь нужно выяснить, какому закону подчинено распределение ряда наблюдений, каковы величины статистических ошибок и доверительные пределы на выбранном уровне значимости.

Статистическая обработка должна рассматриваться как элемент методики, не менее важный, чем техническая сторона ее выполнения. Привлечение статистической обработки к оценке любой методики учета численности намного повысит уверенность в ее пригодности, вскроет пределы применимости ее в разных условиях и позволит определить минимальный объем работ, необходимый для получения заданной точности.

Всякое исследование, основанное на анализе числовых данных, а тем более — исследование, результатом которого являются количественные показатели, как это имеет место при учете численности, необходимо проводить с применением математической статистики.

II. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЧИСЛЕННОСТИ МЕЛКИХ МЛЕКОПИТАЮЩИХ ПРИ УЧЕТЕ ИХ ЛИНИЯМИ ЛОВУШЕК

Общие замечания

Учет численности методом ловушко-линий является стандартным, широко распространенным при изучении вопросов, связанных с динамикой численности мелких млекопитающих. Являясь относительным, этот метод, тем не менее, вполне пригоден для приближенной оценки изменения плотности того или иного вида. Преимущество его — простота и легкость выполнения, доступность применения в различных биотопах. Ряд других методов, более надежных и точных, зачастую оказывается неприемлемым либо из-за очень большого объема работ (мечение), либо по другим причинам (невозможность вкопать ловчие цилиндры в каменистый грунт, прокопать в нем канавки и т. д.). Существенные недостатки этого метода, препятствующие эффективному использованию его при точных исследованиях характера и величины изменений численности мышевидных грызунов, следующие.

1. Изменение числа животных, попадающихся на каждые 100 ловушко-суток, не прямо пропорционально изменению плотности вида, даже при неизменной активности животных.

2. Активность посещения давилок зверьками изменяется в зависимости от состояния популяции, обеспеченности кормом, погодных условий, привлекательности приманки и других причин. Это еще более ограничивает возможности сравнения учетных данных, полученных методом ловушко-линий, если ставится задача проанализировать не очень резкие различия.

3. Сравнение плотностей разных видов по данным учета с помощью ловушко-линий может привести к ошибочным выводам еще и потому, что особи разных видов по-разному реагируют на одну и ту же приманку, обладают различной подвижностью и величиной индивидуальных участков.

4. Надежность выводов из приведенных работ зависит от влияния случайных, неконтролируемых причин, в результате которых в ловушки попадает количество животных, не вполне соответствующее числу их, наиболее вероятному при данной численности и при неизменном комплексе факторов, определяющих попадаемость.

Относительность получаемого показателя отнюдь не является существенным недостатком. Правда, понятнее и удобнее для всякого рода расчетов было бы иметь данные о плотности зверьков на единицу площади, чем в иных единицах измерения. Но показатель численности, выраженный количеством попаданий на 100 ловушко-суток, является еще и косвенным показателем: учитывается не число животных на определенной площади, а количество попавших в ловушки. Лишь условно считают, что число попаданий изменяется пропорционально плотности популяции. Конечно, имеется некоторая закономерная зависимость между этими двумя явлениями, но лишь приближенно эту зависимость можно считать прямой и линейной,

и то если предполагается соблюденным однообразие условий отлова, по крайней мере в тех пределах, в каких это доступно исследователю. При прямом учете, например, при поголовном отлове всех зверьков на изолированном участке, столь жестких требований не предъявляется. Можно отлавливать любым количеством ловушек какой угодно конструкции и с произвольной приманкой, лишь бы отловить всех животных участка за сравнительно короткий срок.

Нарушение однообразия, подчас не только не зависящее от исследователя, но и неизбежное при работе с линиями ловушек, может привести к искажению результатов исследований. В одних случаях эти искажения проявляются в форме случайных отклонений без какой-либо закономерности, в других может происходить закономерное занижение или завышение числа попадающих в ловушки животных против ожидаемого для данной плотности популяции. В некоторых случаях искажения столь очевидны, что приходится отказываться от учета численности, например, землероек. Более того, такие искажения проявляются не только по отношению к виду в целом, а даже к отдельным категориям животных: самки землероек в период беременности не попадают в ловушки (Снигиревская, 1947). Такого же рода явления могут обнаруживаться на других видах, но в более слабой форме. Безусловно, они приведут к ошибочному представлению о численности, о видовом, половом и возрастном составе отлавливаемых животных. При выражении численности через число зверьков, приходящихся на 100 ловушко-суток, возможность искажений не учитывается, принимается, что сопутствующие факторы имели некоторое среднее, неизменное для данных условий учета значение. В настоящей главе мы ставим целью оценить степень воздействия сопутствующих факторов на результаты учета и указать пути устранения последствий от них.

Значение статистических ошибок

Даже при совершенно стандартных условиях отлова параллельные учеты почти никогда в точности не совпадают. Результаты любой из повторностей могут рассматриваться как показатели, близкие к вероятному, но даже среднее арифметическое из многих повторностей не следует считать совершенно точным. Любая следующая повторность снова изменит его. Число попаданий животных на 100 ловушек является лишь приближенным выражением числа попаданий, возможных при неограниченно большом количестве параллельных учетов. Основывая свои суждения о численности на однократном облове, мы исходим из предположения, что полученная нами величина не очень существенно отличается от искомой вероятности. Степень близости эмпирическим путем полученной величины к искомой вероятности зависит от величины статистической ошибки, а эта, в свою очередь, определяется числом проведенных наблюдений (числом добытых животных) и тем, по какому статистическому закону эта вероятность распределена.

Надо пояснить, что речь здесь идет не о пространственном распределении животных на местности, а о чисто статистическом понятии — о распределении частот попадания животных в ловушки того или иного образца. В нашем случае это — распределение числа попаданий зверьков в дашилки Геро: число давилок, в которые за 5 дней учета попадает по 0,1, 2, 3, 4 и 5 животных. Общепринятый способ свертывания информации о характере распределения состоит в вычислении среднего арифметического числа попаданий и дисперсии этого ряда. Если исследователь ставит своей целью довести наблюдения до той или иной степени точности, он, исходя из характера этого распределения, выявленного предыдущими ис-

следованиями, должен определить минимальный объем работ и в дальнейшем оперировать лишь такими данными, которые можно считать достоверными на выбранном им уровне значимости. Для исследований, к которым не предъявляется особо высоких требований по достоверности (как и к большинству биологических работ), можно ограничиться 95-процентным уровнем значимости, т. е. считать, что результаты исследований достоверны в границах плюс — минус две статистических ошибки. Это значит, что истинное значение искомого показателя относительной численности, выраженной возможным числом попаданий на 100 ловушко-суток, будет находиться где-то между найденными доверительными границами. При этом остается еще 5% вероятности, что он окажется за этими границами, но такую вероятность по принятому ранее условию мы будем считать несущественной и предполагать, что при учете она не осуществится.

Окончательные результаты учета должны содержать, кроме среднего значения показателя численности, еще и статистическую ошибку или оба эти показателя могут быть объединены в форме доверительного интервала (от и до) при выбранном уровне значимости. В большинстве же работ, связанных с учетом численности, авторы ограничиваются лишь средним значением, не указывая величины ошибки. Более того, задача определения ошибки не ставится даже в методических указаниях. В частности, автор инструкции, по которой проводились использованные нами в настоящей статье учетные данные, в одной из своих работ необоснованно считает, что при объеме работы в 1000 ловушко-суток ошибка составит около 1% (Юргенсон, 1937). В действительности, как убедимся ниже, ошибка эта будет разной для различной попадаемости зверьков и определится числом добытых животных, а не количеством отработанных ловушко-суток. Величину ошибки и нельзя установить, не выяснив закона, которому подчинена попадаемость животных в ловушки. В результате такой неясности приходится проводить учеты с большим запасом надежности, либо сомневаться в точности получаемых данных. Опытный учетчик в привычных для него условиях вырабатывает со временем способность оценивать надежность полученных результатов интуитивно, но опять же нет критерия, по которому можно было бы оценить это качество исполнителя, поэтому во всех сомнительных случаях вопрос надежности остается открытым. А решение его, как мы покажем ниже, оказывается весьма простым: средняя квадратическая ошибка равна квадратному корню из числа добытых животных.

Непропорциональное изменение показателя относительной численности при высоких плотностях грызунов

Численность мышевидных грызунов в 50 и более особей на 100 ловушко-суток — явление не исключительное. И если мы представим, что после численности в 50 особей на 100 ловушко-суток она будет возрастать последовательно в 2, 3, 4 раза и более по сравнению с исходной, то на 100 ловушко-суток не будет ловиться 100, 150, 200 и более зверьков. При однократном в течение суток осмотре ловушек 100 попаданий является пределом, к которому будет стремиться показатель относительной плотности при неограниченном возрастании численности грызунов. Ясно, что при высокой попадаемости животных в ловушки необходимо найти поправочный коэффициент, ставящий результаты учета в линейную зависимость от численности. Этот коэффициент может быть найден эмпирическим путем, однако пока имеются только указания на нарушение пропорции между численностью, определенной посредством абсолютного учета, и относительной численностью по числу ловушко-суток (Никитина, 1961).

Другой путь определения поправочных коэффициентов — изучение закономерностей, по которым изменяется число попадающих в ловушки животных. И если эмпирические поправочные коэффициенты можно определить более или менее точно посредством параллельного проведения абсолютных и относительных учетов в большом объеме при неизменных условиях, но изменяющихся в широких пределах плотностях населения, то установление формы распределения, близости эмпирических распределений к какому-либо из известных теоретических распределений не столь трудоемко, а выводы будут иметь менее узкий прикладной характер.

Из наиболее употребительных распределений в статистике известны нормальное, биномиальное и Пуассона. Первое может быть отклонено на том основании, что это — распределение непрерывно изменяющихся величин, а попадание того или иного числа животных на определенное количество ловушек-суток — величина дискретная, принимающая только целочисленные значения. Оба другие распределения удовлетворяют условию дискретности. Различие между ними состоит в том, что, в отличие от биномиального, распределение Пуассона свойственно редким явлениям.

На первый взгляд можно, казалось бы, отнести к биномиальному такие случаи, когда примерно в половину ловушек в течение суток попадают животные, т. е. когда попадаемость составляет около 50% от максимально возможной. Но при биномиальном распределении уменьшение отрезка времени не может изменять этого среднего соотношения, сокращение же времени, затрачиваемого на отлов, приведет к уменьшению числа попавших животных. В большинстве случаев, известных из практики, попадаемость оказывается еще более низкой. По-видимому, можно исходить из предположения, что распределение попаданий мелких млекопитающих в ловушки подчинено закону Пуассона, и отсюда определять объем работ, минимально необходимый для достижения заданной точности, а также приемы математической статистики при обработке полученных данных.

Распределение Пуассона характеризуется следующими признаками. Прежде всего это — распределение редких дискретных событий. Случайная величина, распределенная по этому закону, может принимать только целые неотрицательные значения с вероятностями, определяемыми по формуле

$$P(x) = \frac{M^x \cdot e^{-M}}{x!}.$$

В этой формуле $P(x)$ обозначает вероятность наступления события с частотой x , т. е. вероятность того, как часто в наблюдениях будет встречаться одно животное (P_1), два животных (P_2) и т. д. Здесь M , как всегда, среднее арифметическое, e — основание натуральных логарифмов (2,718), $x!$ — произведение натурального ряда чисел, включая x .

Закон Пуассона наблюдается в тех случаях, когда наступление некоторого признака имеет очень малую, но постоянную вероятность, а число испытаний очень велико. Дисперсия (σ^2) в этом распределении равна среднему арифметическому. Кривая распределения асимметрична, и чем ближе к нулю значение среднего арифметического, тем резче выражена асимметрия. Если среднее арифметическое меньше единицы, то наиболее часто исследуемый признак принимает значение 0, а значения 1, 2, 3 и больше наблюдаются реже. Это распределение встречается очень часто и в самых различных по природе явлениях. Благодаря тому, что математическая статистика изучает общие закономерности массовых явлений в абстрактной форме, безразличной к специфической природе рассматриваемых объектов, выводы ее могут распространяться на явления самой различной природы. Однако при этом следует иметь в виду вопрос о законности в каждом

отдельном случае практического применения схем и выводов математической статистики и теории вероятностей. Для этого необходимо убедиться, что в соответствующих явлениях реально осуществляются, хотя бы приблизительно, основные положения общей теоретической схемы.

Для того чтобы вероятность попадания животного в ловушку можно было описать законом Пуассона, необходимо, чтобы прежде всего дисперсия явления была равна среднему арифметическому. Разумеется, изучаемые явления должны быть случайными, т. е. заранее невозможно было предвидеть, когда наступит ожидаемое событие. Может показаться, что попадание зверька в ловушку — явление не случайное, поскольку оно обусловлено привлекающим действием приманки, а помимо того, сознательным выбором места установки давилки (у пня, возле куста или камня, где вероятнее всего ожидать положительного результата). Тем не менее, его следует считать случайным: ведь исход каждого отдельного испытания нельзя предугадать заранее. Случайность попадания здесь определяется целым рядом факторов, в том числе неравномерностью распределения животных на местности, неопределенностью времени посещения животным той части его индивидуального участка, в котором установлена ловушка, и т. д.

Для проверки высказанных предположений мы воспользовались архивными материалами по учету численности мелких млекопитающих в бывшем заповеднике «Денежкин Камень» за период с 1952 по 1960 г. Работы выполнялись сотрудниками заповедника К. С. Плещаковой, В. М. Николаевой, К. И. Копейным, С. И. Чернявской, О. В. Лишиным и В. Ф. Замараевым. В общей сложности нами использовано 30 ловушко-линий, от 2 до 4 ловушко-линий в год, с проведением учетов весной и осенью. Давилки Гера в количестве 100 выставлялись по общепринятой в заповедниках методике с приманкой из хлеба, смоченного растительным маслом, и прорвялись в течение 5 дней. Таким образом, отработано 15 тысяч ловушко-суток и отловлено 1102 зверька. Кроме того, учитывались и проловы, когда давилка оказывалась спущенной, а добычи не было. В первый год учетов видовой состав грызунов вообще не отмечался. Во все остальные годы видовой состав отловленных оказался таким: сибирской красной полевки 434, красно-серой полевки — 109, рыжей полевки — 179, полевки-экономки — 10, пашенной полевки — 26, обыкновенной полевки — 25 и землероек — 54 экземпляра. Каждое наблюдение было отнесено к номеру давилки и к дню учета, поэтому оказалось возможным составить эмпирические распределения числа попаданий для каждой ловушко-линии. В табл. 2 дается распределение числа попаданий зверьков в каждую ловушку за пятидневный срок учета. Учтены не только добытые грызуны и землеройки, но и проловы, так как в дальнейшем нами используется количество давилок, не посещавшихся животными. Срабатывание давилки следует рассматривать как посещение ее животным. Линии ловушек расположены и занумерованы в таблице не в хронологическом порядке, а в порядке возрастания числа добытых животных. Заметно увеличение количества наблюдений с большим числом попаданий (3, 4 и 5) на одну давилку по мере увеличения общего числа зверьков, попавших за 5 дней в ловушко-линию, а также уменьшение числа ловушек, не посещавшихся животными. В четырех итоговых столбцах таблицы дается сумма добытых в каждой ловушко-линии животных, дисперсия этой суммы, число животных, которое следовало ожидать, исходя из числа пропустивших давилок (M') и степень достоверности различия этой величины от суммы попавших в давилки зверьков. Следует отметить, что величина дисперсии существенно не отличается от числа попавших в каждую давилку животных. Эта связь между числом попадающих животных и дисперсией этой величины наилучшим образом заметна в первых двадцати линиях. В последних же десяти наблю-

Таблица 2

Распределение ловушек в линиях по числу посещений зверьками за 5 дней учета

№ линий	Число попаданий в ловушку						Σ	σ^2	M'	Достоверность
	0	1	2	3	4	5				
1	93	7	0	0	0	0	7	6,5	7,4	0,10
2	92	8	0	0	0	0	8	7,3	8,5	0,12
3	88	11	1	0	0	0	13	9,8	12,9	0,02
4	90	6	1	3	0	0	17	34,1	10,6	1,22
5	84	13	3	0	0	0	19	21,4	17,5	0,25
6	79	20	1	0	0	0	22	19,2	23,5	0,21
7	82	14	3	1	0	0	23	29,7	19,8	0,49
8	79	19	2	0	0	0	23	21,7	23,5	0,07
9	72	26	2	0	0	0	30	25,0	32,8	0,35
10	75	18	5	2	0	0	34	44,4	28,9	0,63
11	74	19	6	1	0	0	34	40,4	30,2	0,47
12	73	20	4	3	0	0	37	49,3	31,5	0,65
13	70	25	3	1	1	0	38	47,6	35,8	0,09
14	71	21	7	1	0	0	38	43,6	34,4	0,42
15	67	28	5	0	0	0	38	33,6	40,1	0,24
16	71	19	7	2	0	1	44	70,6	34,4	1,08
17	49	39	11	1	0	0	64	51,0	71,3	0,62
18	53	35	5	5	1	1	69	93,3	63,7	0,46
19	50	35	12	2	1	0	69	69,4	69,3	0,02
20	58	24	10	6	1	1	71	108,5	54,5	1,47
21	53	29	10	8	0	0	73	87,0	63,7	0,83
22	61	20	9	7	1	2	73	131,0	49,6	2,11
23	47	28	14	7	3	1	94	131,2	75,5	1,31
24	50	19	13	6	6	6	117	234,5	69,3	3,50
25	31	30	21	15	3	0	129	130,0	117,0	0,76
26	36	26	17	15	4	2	131	171,0	102,0	1,90
27	34	30	15	13	6	2	133	176,0	115,0	1,14
28	21	37	25	15	2	0	140	108,0	152,0	0,70
29	26	17	24	15	15	3	185	221,0	135,0	2,80
30	12	15	25	28	17	3	232	175,0	223,0	0,42
Итого	1840	658	261	157	61	22	2005	2391,1	1752,7	3,5

даются довольно заметные отклонения преимущественно в сторону превышения дисперсии над средним значением. Поэтому мы можем считать, что распределение числа попаданий подчинено закону Пуассона, по крайней мере в тех случаях, когда частота попаданий невелика. Нетрудно понять, почему при больших частотах эта закономерность нарушается. По распределению Пуассона следовало ожидать, что в некоторые давилки должно попасть и более 5 зверьков, а конкретные условия опыта этого не позволяют: давилки настораживаются только пять раз. Если бы давилки пропортировались и настораживались сразу же после попадания зверьков в них, можно было бы ожидать 6, 7, 8 попаданий и больше. Соответственно возросло бы и общее число добытых. При малых же плотностях популяции такой способ настораживания не приведет к существенным изменениям результатов.

Из сказанного следует, что одним из факторов, определяющих непропорциональность увеличения числа добытых животных возрастанию численности является выключение из работы на некоторое время тех давилок, в которые уже попали животные. Исключить этот фактор можно более частой проверкой давилок или большей концентрацией давилок на линии (уменьшение интервала).

В одной из работ (Andrzejewski, Glogowska, 1962) авторы на основании анализа результатов отлова живоловками с последующим выпуском по-

меченных грызунов приходят к выводу, что распределение Пуассона наблюдается только при экстенсивном отлове, когда расстояние между ловушками достигает 30—60 м. Если же на каждые 15 м приходится 1—2 ловушки, дисперсия уже через 3—4 дня отлова начинает превышать число отловленных зверьков. Из-за краткости упомянутой статьи нельзя надежно установить причины такого нарушения. Однако нетрудно заметить, что распределение Пуассона наиболее резко нарушается, дисперсия наиболее резко и закономерно возрастает к числу добытых, если учитываются все повторные выловы, и менее резко, когда авторы учитывают наравне с попавшими впервые только тех животных, которые попадают повторно в новых точках отлова. Не приводя здесь теоретических соображений, укажем только, что при случайном редком явлении, подчиняющемся закону Пуассона, дисперсия должна превышать среднее значение во столько раз, сколько раз в среднем регистрируется в одном пункте каждый объект наблюдения. И если бы авторы учитывали только первопадания, дисперсия во всех вариантах опыта должна была равняться средней. В противном случае, если каждое животное регистрируется, скажем, трижды, то следует ожидать такой ряд распределения: 0, 3, 6, 9, 12 и т. д., а не 0, 1, 2, 3, 4.... Исходя из таких соображений, нельзя считать противоречащими нашему выводу, поскольку у нас речь идет об однократной «регистрации», заканчивающейся гибелью зверька.

Из распределения Пуассона следует, что число пропустивших ловушек находится в определенной зависимости от среднего арифметического. Зависимость эту можно выразить формулой

$$n_0 = ne^{-M}.$$

Следовательно, вероятность попадания некоторого количества M' животных при предположении, что ловушки работают непрерывно, может быть определена по числу давилок, оставшихся в течение суток или любого другого отрезка времени нетронутыми. Значения этой величины и даны в предпоследнем столбце табл. 2. В последнем столбце внесены достоверности разницы между фактическим числом добытых и числом, ожидаемым по количеству пропустивших давилок. Различия эти становятся более

Таблица 3
Попадание животных в давилки в 30 линиях ловушек по дням отлова

№ линии	День отлова					Σ
	1-й	2-й	3-й	4-й	5-й	
1	2	3	0	1	1	7
2	2	2	3	1	0	8
3	3	5	2	1	2	13
4	6	3	2	6	0	17
5	4	2	5	5	3	19
6	7	7	8	0	0	22
7	8	4	6	2	3	23
8	10	7	6	0	0	23
9	6	11	4	6	3	30
10	8	5	11	10	0	34
11	11	9	6	0	8	34
12	10	12	5	9	1	37
13	14	14	5	4	1	38
14	14	12	7	4	1	38
15	6	15	5	9	3	38
16	3	6	17	14	4	44
17	34	7	15	7	1	64
18	14	12	21	7	15	69
19	22	11	9	15	12	69
20	28	15	10	7	11	71
21	19	25	15	11	3	73
22	14	12	17	15	15	73
23	23	18	21	17	15	94
24	20	24	23	29	21	117
25	54	29	25	12	9	129
26	29	31	37	18	16	131
27	33	34	22	20	24	133
28	33	34	24	31	18	140
29	45	55	36	34	15	185
30	52	47	65	31	37	232

$$\begin{array}{l} \Sigma \\ \pm m \end{array} \quad \begin{array}{l} 534 \\ \pm 23 \end{array} \quad \begin{array}{l} 471 \\ \pm 22 \end{array} \quad \begin{array}{l} 432 \\ \pm 21 \end{array} \quad \begin{array}{l} 326 \\ \pm 18 \end{array} \quad \begin{array}{l} 242 \\ \pm 16 \end{array} \quad \begin{array}{l} 2005 \\ \pm 45 \end{array}$$

или менее заметными только в том случае, когда на 500 ловушко-суток начинает ловиться более 70 зверьков. Но и в этих условиях различия редко оказываются достоверными.

Величина M' может быть вычислена по формуле

$$M' = \lg \frac{n}{n_0} : \lg e,$$

где n — число выставленных ловушек, n_0 — число пропустивших ловушки. Логарифм e равен 0,43429. Величина M' показывает, какова вероятность посещения давилок животными при данной попадаемости их в ловушки.

В табл. 3 сведены количества добытых за каждый день животных по всем 30 ловушко-линиям, а в табл. 4 — вычисленная для тех же данных посещаемость. В итоговых столбцах таблиц суммировано общее число добытых на 500 ловушко-суток каждой линии (табл. 3) и число посещений (табл. 4). Сопоставление этих двух итогов позволяет считать, что в общем вычисленная посещаемость изменяется пропорционально числу попавших в ловушки и при попадаемости меньше 10 на 100 ловушко-суток обе величины различаются менее чем на 10 %. При 20—30 попаданиях число посещений оказывается выше на 15—20 %, и только при 50 попаданиях на 100 ловушко-суток оно оказывается выше на 40—50 %. При 65 попаданиях можно ожидать 105 посещений, при 80 — 161, при 85 — 190 и при 90 —

Таблица 4

Посещение давилок животными (M') в 30 линиях ловушек по дням отлова

№ линии	День отлова					Σ
	1-й	2-й	3-й	4-й	5-й	
1	2,3	3,3	0	1,2	1,2	8,0
2	2,3	2,3	3,3	1,2	0	9,1
3	3,3	5,3	2,3	1,2	2,3	14,4
4	6,4	3,3	2,3	6,4	0	18,4
5	4,2	2,3	5,3	5,3	3,3	20,4
6	1,4	7,4	8,5	0	0	23,3
7	8,5	4,2	6,4	2,3	3,3	24,7
8	10,7	7,4	6,4	0	0	24,5
9	6,4	11,8	4,2	6,4	3,3	32,1
10	8,6	5,3	11,8	10,7	0	36,4
11	11,8	9,6	6,4	0	8,6	36,4
12	10,7	13,0	5,3	9,6	1,2	39,8
13	15,2	15,2	5,3	4,2	1,2	41,1
14	15,2	13,0	7,4	4,2	1,2	41,0
15	6,4	16,4	5,3	9,6	3,3	41,0
16	3,3	6,4	18,7	15,2	4,2	47,8
17	41,5	7,4	16,4	7,4	1,2	73,9
18	15,2	13,0	23,7	7,4	16,4	75,7
19	25,0	11,8	9,6	16,4	13,0	75,8
20	33,0	16,4	10,7	7,4	11,8	79,3
21	21,2	28,9	16,4	11,8	3,3	81,6
22	15,2	13,0	18,7	16,4	16,4	79,7
23	26,3	19,9	23,7	18,7	16,4	105,0
24	22,4	27,6	26,3	34,3	23,7	134,3
25	77,8	34,3	28,9	13,0	9,6	163,6
26	34,3	37,2	47,2	19,9	17,5	156,1
27	40,0	41,5	25,0	22,4	27,6	156,5
28	40,0	41,5	27,6	37,2	19,9	166,2
29	60,0	80,0	44,8	41,5	16,4	242,7
30	73,5	63,7	105,2	37,2	47,2	326,8
Σ	648,1	562,4	523,1	368,5	273,5	2375,6
$\pm m$	$\pm 25,4$	$\pm 23,7$	$\pm 22,9$	$\pm 19,2$	$\pm 16,5$	$\pm 48,7$

230 посещений. Таким образом, при средних численностях грызунов, когда на каждые 100 ловушко-суток ловится 10—20 зверьков, попадаемость зверьков и посещаемость ими ловушек можно считать практически равными величинами. При работах, не требующих высокой точности, можно эти два показателя считать равными при попадаемости, достигающей 50 на 100 ловушко-суток. Если же суммарное число всех попавших зверьков и сработавших вхолостую давилок выше 50, следует принимать в расчет, что посещаемость была более высокой, чем попадаемость.

Зависимость числа попаданий от активности животных

Большинство авторов работ по учету численности методом ловушко-линий утверждает или подразумевает как бесспорный факт, что землеройки редко попадают в давилки при сравнительно высокой численности их в природе. Таким образом, соотношение грызунов и землероек в природе и в уловах — несопоставимые величины. Является ли это явление результатом разной реакции грызунов и землероек на давилку вообще или только на применяемую приманку, или же само поведение этих животных различно? Можно определенно сказать только, что они отличаются по активности посещения давилок. Такие различия могут быть обнаружены и у разных видов грызунов. Чтобы определить степень этих различий, нужно найти показатель, зависящий от активности зверьков, но не зависящий от плотности популяции, т. е. из посещаемости или попадаемости как суммарного показателя выделить ту составляющую, которая определяется уровнем активности животных.

Эта составляющая будет более или менее постоянной при неизменном видовом составе и условиях отлова, поэтому число добытых животных можно считать достаточно надежным показателем численности. Но стоит только измениться видовому составу или активности посещения давилок животными (изменение качества приманки, погоды, обеспеченности кормом или потребности животных в нем, возрастного состава), и можно ожидать изменения попадаемости при неизменной численности. Следовательно, попадаемость зверьков в давилки можно рассматривать как функцию двух величин: численности и активности. Определить значение любой из них можно путем повторных учетов при постоянном значении одной из составляющих и изменении на известную величину фактора, определяющего вторую составляющую. Именно такие условия создаются при отлове животных ловушко-линией в течение нескольких дней. Активность животных остается неизменной, а численность в зоне отлова снижается на определенную величину ежедневно (на число добываемых за каждые сутки зверьков). При неизменных условиях отлова в давилки попадается определенный процент от числа животных, находящихся в зоне отлова, поэтому количество грызунов, попадающих в каждый последующий день, должно снижаться в определенное количество раз.

Чтобы избежать искажения результатов учета из-за этой убыли, иногда рекомендуют ограничивать время учета одним-двумя днями. Действительно, если выразить попадаемость грызунов средним числом их, приходящимся на 100 ловушко-суток за 5 дней учета, последние дни приведут к снижению этого среднего показателя. В этом смысле не будут равноценными данные учета пятьюстами ловушками за одни сутки и сотней ловушек за пять дней*. Но, сокращая время учета до одного дня, мы вынуждены увеличивать число ловушек или снижать точность получаемых результатов.

* Имеется в виду постоянство интервала между давилками. Если же оба варианта будут иметь одинаковую протяженность линии, то результаты будут равносочетанными. Из этого следует, что одни и те же 100 ловушек за сутки дадут разный улов, если изменить интервалы между ними.

На любой из рассматриваемых нами линий можно обнаружить убыль попадающих в ловушки зверьков, но чтобы выявить, какова закономерность этого явления, а также исключить роль случайных факторов, следует рассматривать это явление с привлечением максимально большого материала.

Выше мы уже убедились, что попадаемость, а тем более посещения давилок подчинены закону Пуассона. Существует правило математической статистики, гласящее, что дисперсия суммы нескольких величин равна сумме их дисперсий. Поэтому, если мы суммируем все данные всех 30 линий по дням отлова, то дисперсия суммы будет равна сумме дисперсий всех слагаемых. Дисперсия каждого из слагаемых равна среднему значению, значит, и сумма дисперсий равна сумме средних, т. е. даже в сумме всех наблюдений проявляется закон Пуассона в такой же мере, как в каждой отдельно взятой линии ловушек.

Если в каждой отдельно взятой линии ловушек заметны нарушения закономерного снижения числа добываемых и посещающих давилки животных, то по сумме всех 30 линий такая закономерность проявляется вполне четко (см. табл. 3 и 4). Без учета проловов всего за первый день было добыто 313, за второй день — 257, за третий — 213, за четвертый — 177 и за пятый — 142, всего 1102 животных.

Если выразить добычу каждого из дней в процентах от числа добытых накануне, то во второй день она составит 82,2% от числа добытых в первый день, в четвертый и пятый, соответственно, — 83,0 и 80,2%. Здесь имеет место убывающая геометрическая прогрессия. А поскольку это прогрессия, можно вычислить, какое количество животных можно было добыть, если бы отлов продолжался до тех пор, пока в каждый день будет ловиться менее одного зверька. Так, за последующие дни, начиная с шестого, должно ловиться: 117, 96, 79, 65, 53, 44, 36, 29, 24 зверьков. На тридцатый день отлов снизился бы до 1 особи на все 3000 ловушек всех 30 линий. При такой продолжительности отлова могло быть добыто 1748 животных. Это та величина, которая, безусловно, и должна интересовать нас как показатель обилия грызунов. Правда, она продолжает оставаться показателем относительной численности, так как мы не можем определить, на какой площади эти грызуны обитали.

Вычислять процент убыли зверьков в отловах, а затем составлять прогрессию и суммировать результаты — дело трудоемкое. Можно определить искомую численность другим способом, по двум смежным дням отлова, используя формулу, предложенную нами ранее для определения численности белки (Смирнов, 1961):

$$N = \frac{A^2}{A - B},$$

где N — численность, A — число зверьков, добытых в первый день, B — число добытых в следующий день.

При долговременном отлове мышевидных грызунов у исследователя могут закрадываться сомнения, не проникают ли постепенно в зону отлова зверьки со смежных участков, заполняя опустошенные выловом участки. В данном случае вероятность заполнения опустошенных отловом индивидуальных участков сводится к минимуму. За одни сутки в них не проникает заметное количество грызунов со стороны.

Поскольку и этот показатель остается относительным, не имело бы смысла вычислять его, если бы процент убыли зверьков оставался неизменным для всех видов и для всех сезонов года. Однако, если рассматривать раздельно весенние и осенние учеты, можно обнаружить существен-

ную разницу в темпах уменьшения количества отлавливаемых животных по дням отлова. За весь период учетных работ из 1102 зверьков 113 отловлено весной и 989 — осенью. Животные весеннего отлова составляют 11,4% от осеннего. Если же вычислить это соотношение раздельно по дням, получаются следующие проценты: в первый день — 17,7, во второй — 10,8 в третий — 10,9, а в четвертый и пятый — 7,3 и 6,0. Весной заметна более быстрая убыль числа отлавливаемых от первого дня к пятому, чем осенью. Этую разницу вряд ли можно объяснить миграциями, расселением молодых зверьков, так как число отлавливаемых уменьшается на величину, пропорциональную числу отловленных накануне, и пределом этого ряда чисел является нуль, тогда как при пополнении облавливаемого участка зверьками извне числовой ряд стремится к пределу, представляющему положительную и довольно значительную величину, а убыль, выраженная в процентах, имела бы тенденцию к уменьшению, а не оставалась неизменной.

Как указывает Анджеевский (Andrzejewski, Wierzbowska, 1961), аналогичным образом, по геометрической прогрессии (по экспоненциальной кривой), убывают грызуны и при учете их живоловками. Там исчезновение происходит по причине естественной смертности, в нашем случае — из-за уничтожения в процессе учета, а характер изменения одинаков, что нельзя считать чем-то неожиданным. Такого совпадения следовало ожидать из соображений вероятностного характера. И в том, и в другом случае «встреча» зверька с фактором, приводящим к его гибели, случайна, но фактор остается постоянным, а число животных уменьшается.

Если возникает необходимость сравнивать численности грызунов весной и осенью, встает вопрос, сравнивать ли численности по первому дню отлова, по последнему или по сумме добытых за весь период. По-видимому, правильнее будет сравнивать даже не по сумме отловленных, а по возможному числу, рассчитанному по геометрической прогрессии на основе величины убыли за день. Осенью число отлавливаемых убывает за сутки на 14,8%, а весной на 34,7%. Если число отловленных за первый день весеннего и осеннего отлова принять за 100%, то относительный показатель численности весной следует считать равным 286, а осенью — 675. И если на каждые 100 ловушко-суток весной за 5 дней ловилось в среднем 2,26 зверька, а осенью 12,35, или в 5,45 раза больше, то реальные количества зверьков, которых можно было бы отловить на каждые 100 ловушек при неограниченной продолжительности отлова, дадут уже тринацатикратную разницу.

Такие различия в темпах отлова можно объяснить различной активностью животных, например, изменением времени, затрачиваемого на поиски корма, или повышением потребности в нем. Следовательно, такие различия могут быть не только сезонными, но и свойственными разным полам и возрастным группам; различия могут быть обнаружены и в одинаковые сезоны, но при разной обеспеченности кормом. Во всех случаях, когда ставят целью определить численные соотношения разных групп животных, следует отыскивать не только количество животных, попадающих на 100 ловушко-суток, но и обращать внимание на скорость убыли числа добываемых в последовательные дни отлова.

Надо постоянно иметь в виду, что подобные расчеты возможны лишь на репрезентативном материале. Если проба недостаточна по объему, случайные колебания числа добытых за отдельные дни могут превысить величину закономерного уменьшения числа добытых в следующий день. Избежать такого рода ошибок можно только за счет получения массового материала. Это условие распространяется на все случаи выражения численности мышевидных грызунов по материалам учета посредством ловушко-линий, независимо от того, будет ли прибегать исследователь к дальнейшей

математической переработке полученных материалов или выражать численности непосредственно количеством животных, попадающих на каждые 100 ловушко-суток.

Даже в наиболее уловистой из рассматриваемых нами последней ловушко-линии, когда было добыто 232 животных, ошибка составит ± 15 , а доверительные границы этой величины 202—262. Следовательно, мы можем утверждать лишь, что численность, выраженная количеством животных, попавших на каждые 100 ловушко-суток, равна 40,4—52,4. Предпоследняя линия при таком же уровне значимости даст численность 31,6—42,4. И без дальнейших расчетов ясно, что в этом случае нет никаких оснований говорить о различной численности мышевидных грызунов в этих двух случаях учета.

У нас есть, и у любого исследователя будут материалы, показывающие число зверьков, отлавливаемых за ряд дней. По формуле же используются только наблюдения двух дней. Могут быть взяты любые два смежных дня (с учетом того, что в предыдущие дни какое-то количество зверьков уже было поймано и они не войдут в показатель численности по следующим дням). Но при ограниченном объеме учетных работ соотношение отловленных за два смежных дня случайно могло отклониться от наиболее вероятного. Для повышения точности нужно использовать результаты отлова за все дни; по наблюдениям многих дней отлова со случайными колебаниями найти равнодействующую всей суммы наблюдений, от которой и отклоняются реальные результаты отлова по случайным причинам.

В разряд случайных факторов можно включить и влияние погоды, поскольку изменения погоды не связаны с тем или иным днем отлова.

Чтобы установить, как велика роль погодного фактора в этих отклонениях, можно сравнить учеты, проводимые в одни и те же дни, или же каждую линию разбить на две равноценные части, например, сравнить результаты отлова всех четных давилок с нечетными. Из рассматриваемых нами распределений в одни и те же сроки выполнялись параллельно линии № 1 и 2, 6 и 8, 10 и 21, 15 и 17, 20 и 27, 25 и 29. В первых четырех парах попадалось мало грызунов, поэтому случайные различия затушевывают возможные синхронные изменения улова, обусловленные погодой. По той же причине и разбивка на две субвыборки — четные и нечетные — даст большие относительные расхождения по дням отлова. В остальных двух парах распределений число добытых составляет от 71 до 185 зверьков, поэтому имеет смысл искать в этих парах распределений синхронные отклонения, вызванные изменениями погоды. На рис. 3 дается графическое изображение данных учета. На каждом из графиков дано как общее изменение добычи по дням отлова, так и раздельное по четным и нечетным давилкам. Разбивка на две субвыборки исключает пространственные различия в характере биотопа, видовом, половом и возрастном составе животных. И если в отдельные дни графики расходятся, то это можно объяснить исключительно случайными причинами. Попарное же согласование отклонений от ожидаемой нормы (пятый день учета в линиях № 20 и 27) можно рассматривать как результат того, что погода в этот день благоприятствовала посещению давилок зверьками. Но не исключено также, что имеет место совпадение в направлении случайных отклонений. Даже в линии № 20, где возрастание добычи на пятый день наиболее заметно, превышение добычи над ожидаемой только в 1,5 раза больше статистической ошибки. Бряд ли следует такое отклонение ставить в прямую зависимость от изменения погоды. Однако, если учетные работы будут проводиться в большем объеме, случайные отклонения не будут столь велики, и фактор погоды на их фоне может оказаться заметным. Поэтому следует указать на возможные пути исключения его влияния на результаты учета.

Влияние погодного фактора в приведенных выше таблицах исключено посредством суммирования наблюдений за разные периоды учета. Такого же сглаживания влияния погоды можно добиться, если по результатам нескольких (5—10) дней учета найти усредненные показатели. Однако суммирование числа добытых за ряд дней, так же как и разниц в числе добытых по каждой паре дней в их абсолютных значениях, неправомочно.

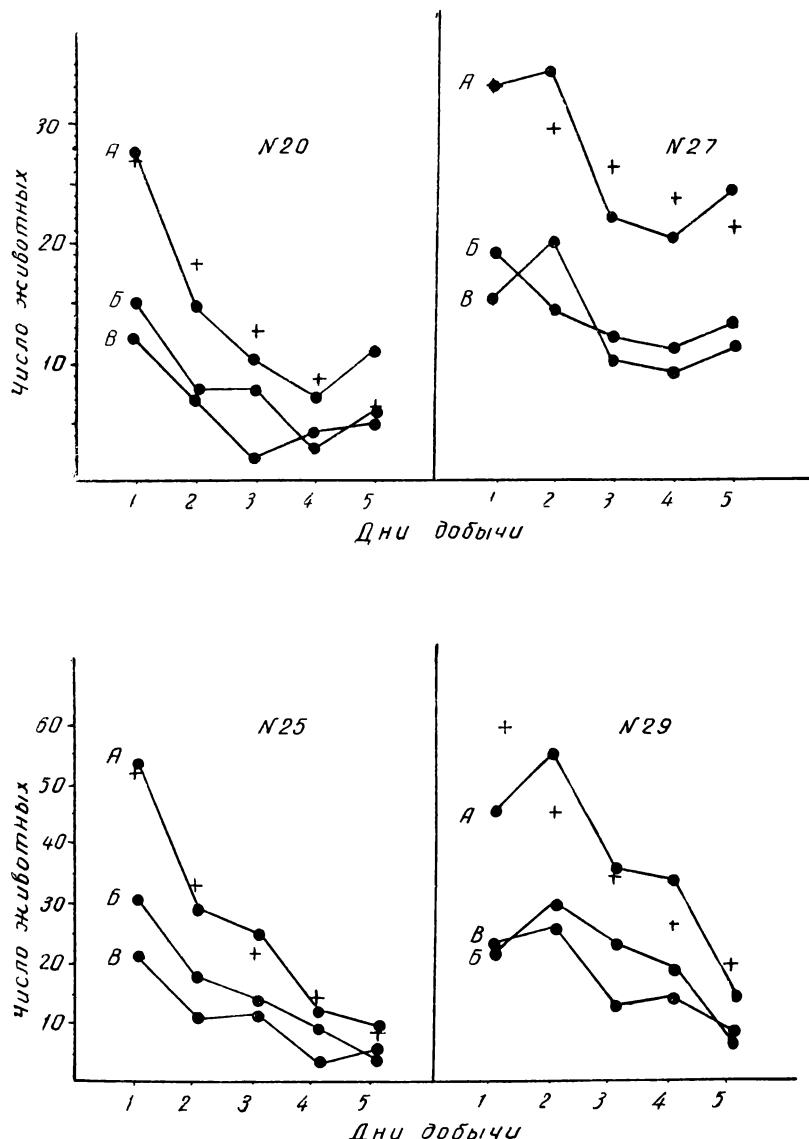


Рис. 3. Количество зверьков, попадавших в ловушки в разные дни в учетных линиях, проводившихся одновременно.
 А — все давилки; Б — четные давилки; В — нечетные давилки; + — теоретический ряд попаданий.

Ведь сами эти величины закономерно уменьшаются от начала учета к концу, как мы установили, в геометрической прогрессии. Ожидаемое изменение числа добытых от первого дня к последнему можно выразить формулой показательной функции $y = AB^x$, где y — наиболее вероятное число

животных, добываемое за тот или иной день, A — вероятное число добываемых за срединный день, B — постоянный для данной учетной линии показатель, в нашем случае — дробь, которую мы выражаем в процентах (число добываемых в следующий день, если число добытых накануне принять за 100%). Этот показатель будем называть в дальнейшем показателем уловистости, но надо иметь в виду, что собственно уловистость, если число добытых выразить в процентах к общему числу животных, обитающих в зоне линии ловушек, равна $100 - B\%$; x — день учета, если срединный день обозначить через нуль.

Чтобы вычислить усредненные значения количества добываемых за каждый день грызунов, показательное уравнение нужно прологарифмировать:

$$\lg y = \lg \bar{A} + x \lg B.$$

Заменив $\lg \bar{A}$ через \bar{a} , $\lg B$ через b , получим уравнение линейной связи этих величин

$$\lg y = \bar{a} + bx.$$

Вычисление уравнения, описывающего закономерность изменения числа добываемых животных, приводим в табл. 5. В графе A этой таблицы приводятся количества добытых зверьков последовательно за 5 дней отлова, объединенные по всем 30 ловушко-линиям. В графе a — логарифмы этих чисел и в двух итоговых строках — сумма этих логарифмов и \bar{a} — среднее арифметическое из них. В графе $a - \bar{a}$ даются разности между каждым конкретным значением логарифма и средним значением, и т. д. Величина b вычисляется по формуле

$$b = \frac{\sum (x - \bar{x})(a - \bar{a})}{\sum (x - \bar{x})^2}.$$

Для данного случая она равна — 0,0848. Антилогарифм ее B равен 0,823 или 82,3%. Значит, в среднем в каждый последующий день попадает в ловушки 82,3% от числа добытых накануне. В последнюю графу A' вписан вычисленный теоретический ряд ожидаемого числа животных, которые могли попадать в ловушки в каждый из 5 дней учета. Мы взяли для расчета случай, когда эмпирический ряд получен на столь большом материале, что он практически не отличается от теоретического. Цель же вычисления теоретического ряда состоит в том, чтобы сгладить существующие в эмпирическом ряду случайные отклонения добычи отдельных дней, поэтому такое выравнивание имеет смысл именно тогда, когда из-за ограниченного числа добытых животных величина случайных ошибок может привести к искажению результатов при вычислении по упомянутой выше формуле. Однако при очень малом числе отловленных одно случайное отклонение, войдя в качестве сомножителя в теоретический ряд, может привести к искажению всего ряда. Надо помнить, что отношение средней квадратической ошибки к полученной из формулы величине будет не меньше, чем отношение квадратного корня из числа добытых ко всему числу добытых за время учета.

Кроме упомянутых величин, в табл. 5 вычислен также коэффициент корреляции между логарифмом числа добытых за день и днем добычи ($r = -0,999$). Он указывает на очень тесную обратную зависимость между числом добытых и днем добычи. Таким образом, мы убедились в тесноте этой связи простым сопоставлением эмпирического и теоретического рядов.

Результаты расчета, приведенного в табл. 5, а также аналогичные расчеты по отдельным наиболее добычливым ловушко-линиям и по общей добыче наиболее многочисленных видов — красной, красно-серой и рыжей полевок — по всем линиям сведены в табл. 6.

Таблица 5

Вычисление теоретического ряда распределения количества добытых животных по дням отлова

x	A	a	$a - \bar{a}$	$x - \bar{x}$	$(x - \bar{x})(a - \bar{a})$	$(x - \bar{x})^2$	$(a - \bar{a})^2$	a'	A'
1	313	2,49554	+0,16870	-2	-0,33740	4	0,028460	2,49653	313,7
2	257	2,40993	+0,08309	-1	-0,08309	1	0,006904	2,41169	258,0
3	213	2,32838	+0,00154	0	0	0	0,000024	2,32684	212,2
4	177	2,24797	-0,07887	1	-0,07887	1	0,006220	2,24199	174,6
5	142	2,15229	-0,17455	2	-0,34910	4	0,030467	2,15715	143,0
<hr/>									
$\Sigma 15$	1102	11,63421			-0,84846	10	0,072075		

$$\bar{x} = 3$$

$$\begin{aligned}\bar{a} &= 2,32884 \\ \bar{A} &= 212,2\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}b &= \frac{\Sigma (x - \bar{x})(a - \bar{a})}{\Sigma (x - \bar{x})^2} = -0,084846 \\ B &= 82,3\%\end{aligned}$$

$$\sqrt{\frac{\Sigma (x - \bar{x})(a - \bar{a})}{\Sigma (x - \bar{x})^2 \Sigma (a - \bar{a})^2}} = -0,9993$$

Таблица 6
Показатели уловистости, коэффициенты корреляции, число добывших и численность в наиболее уловистых линиях и по отдельным видам полевок
во всех линиях

Вид и линия	Добывалось за день		Теоретический ряд		b	B, %	r	численность	Добыто за 5 дней	Добыто за 5 дней на одну линию	Численность от численности	% Численность от численности	Добыто за 5 дней на один линион
	1-й	2-й	1-й	2-й									
Все виды и все линии*	313	257	313,7	258,0	-0,0848	82,3	-0,9993	1760	1102	63	58,6	36,8	
Красная полевка весной	23	14	27,3	14,7	-0,2666	54,2	-0,965	59	56	95	5,9	5,6	
осенью	102	106	116,6	91,0	-0,1082	78,0	-0,955	530	378	71	33,2	23,6	
Итого . . .	125	120	142,4	106,7	-0,1248	75,0	-0,974	570	434	76	21,9	16,7	
Красно-серая полевка весной	16	6	11,3	8,1	-0,1452	71,6	-0,825	40	34	85	4,0	3,4	
осенью	23	14	20,4	17,2	-0,0756	84,1	-0,910	129	75	58	8,1	4,7	
Итого . . .	39	20	31,7	25,4	-0,0960	80,2	-0,902	160	109	68	6,2	4,2	
Рыжая полевка весной	7	3	5,4	4,3	-0,0964	80,0	-0,758	27	19	70	2,7	1,9	
осенью	60	21	40,0	34,4	-0,0650	86,2	-0,580	285	160	56	17,8	10,0	
Итого . . .	67	24	45,4	38,8	-0,0678	85,6	-0,610	313	179	57	12,0	6,9	
Линия 20	28	15	26,8	18,4	-0,1627	68,7	-0,620	86	71	82	86,0	71,0	
Линия 27	33	34	32,8	29,2	-0,0507	89,0	-0,770	300	133	44	300,0	133,0	
Линия 25	54	29	51,6	33,0	-0,1939	64,0	-0,747	144	129	90	144,0	129,0	
Линия 29	45	55	58,0	44,4	-0,1162	76,5	-0,856	192	185	96	192,0	185,0	
Линия 28	33	34	35,4	31,0	-0,0570	87,7	-0,767	285	140	49	285,0	140,0	
Линия 30	52	47	56,0	50,0	-0,0480	89,5	-0,601	528	232	44	528,0	232,0	

* По данным табл. 5.

Напомним, что ловушко-линии № 20 и 27, 25 и 29 выполнены попарно в одни и те же сроки, только в разных биотопах. Их коэффициенты корреляции и значения величины b не обнаруживают большого сходства попарно. По-видимому, совмещение учетов во времени, уравнивающее роль погодных факторов, не приводит к уравниванию показателя уловистости B . Его значение определяется видовым составом и активностью каждого вида в период учета, а кроме того, возможно, и качеством выполнения учета конкретным исполнителем (качеством приманки, способом размещения давилок по отношению к микрорельефу местности и т. д.). В качестве примера, подтверждающего сравнительно невысокую зависимость показателя уловистости от кратковременно действующих факторов (изменение погоды), можно привести линии № 28 и 30. Первая отличается от второй только тем, что она выполнена на 5 дней позднее. Все условия (качество приманки, расстановка давилок и др.) остались неизменными. Показатель уловистости в обеих линиях практически одинаков (87,7 и 89,5%). Более того, если разделить эти две линии на 2 равноценные части, нечетные и четные давилки, то показатель уловистости по четным давилкам равен 88,9%, а по нечетным — 90,1%. Следовательно, различия показателя на 1—2% при таком количестве добытых животных (140—230) могут быть обусловлены исключительно лишь случайными факторами. Большой размах отклонений показателя уловистости можно считать неслучайным и различия в 10—20% следует отнести за счет разной активности животных на сравниваемых линиях.

Разные виды отлавливаются также с разной интенсивностью. Красная полевка за 5 дней была отловлена на 76%. Ввиду большого числа отловленных (434 экземпляра) теоретическое распределение мало отличается от эмпирического, коэффициент корреляции равен — 0,974. Показатель b для этого ряда оказался в полтора раза больше, чем для всех учтенных животных суммарно, хотя суммарный показатель включал и этот вид животных. Если за 5 дней отловлено 76% красных полевок, то красносерых — 68%, а рыжих — только 57%. Следовательно, различия в уловистости разных видов за счет разной активности достаточно велики и пренебрегать ими, выражая численности количеством зверьков каждого вида, попадающих на 100 ловушко-суток, нежелательно. По нашим данным, соотношение численностей рыжей и красной полевок — 1 : 1,8, а по числу добытых за 5 дней — 1 : 2,4. Из-за меньшей, по сравнению с красной, активности рыжей полевки создается впечатление, что она более редка, чем это имеет место в действительности.

Следует сделать еще одно замечание об ослаблении уловистости ловушек разового действия при высокой посещаемости их грызунами. Мы считаем возможным пользоваться числом реально попавших грызунов и не вычислять посещаемость, если на 100 ловушко-суток приходится не более 50 попаданий. Разница между попадаемостью и посещаемостью достигает 40%, но при вычислении теоретического ряда сглаживается, теоретический ряд получается заниженным в начале периода учета. Создается впечатление о более низкой активности животных (абсолютное значение коэффициента b занижено), но при расчете по формуле это приводит к компенсирующему завышению искомого показателя численности. Конечный результат оказывается близким к точному значению, которое можно было бы получить, если бы теоретический ряд строился не по паданиям зверьков в ловушки, а по посещениям.

Конечный результат определения численности может быть выражен количеством зверьков, обитающих в зоне действия линии ловушек. Площадь полосы облова определяется как подвижностью зверьков (ширина полосы зависит от того, с какого расстояния приходят зверьки на линию),

так и длиной линии ловушек. Расстояния между давилками определяют лишь интенсивность облова. При малых интервалах за первый день будет отловлено больше грызунов на единицу длины линии, но убыль в следующие дни окажется более заметной, чем при больших интервалах между давилками. Следовательно, численность следует выражать количеством зверьков, обитающих в зоне действия отрезка ловушко-линии определенной длины, например, на каждый 100 м. По-видимому, этот показатель будет приблизительно равен в среднем числу зверьков, попадающих на каждые 100 ловушко-суток при расстановке давилок с 5-метровыми интервалами: если показатель уловистости около 80%, то за первый день отлова будет выловлено 20% зверьков; на каждые 100 м (на 20 ловушек) будет добываться пятая часть приходящихся на 100 ловушко-суток, но число их на этом отрезке в 5 раз больше.

Рекомендованные нами приемы статистической обработки материалов учета при первом ознакомлении могут показаться трудоемкими. Однако для получения возможно более точных результатов легче провести статистическую обработку собранного материала, чем, скажем, увеличивать объем учетных работ вдвое. К тому же, и при большом объеме работ не будет исключено влияние различий в активности животных в разное время года, при различных кормовых условиях, роль различий в качестве приманки и реакции на приманку разных видов животных *.

Возможность пересчета показателей относительной численности в абсолютную

Для того чтобы выразить результаты относительного учета количеством зверьков на гектар, считают достаточным увеличить полученные цифры в 3—4 раза (Никифоров, 1961). Это верно, по-видимому, для ограниченного числа случаев в связи с большим диапазоном различий в активности разных животных. Даже в разбираемых нами примерах (см. табл. 6) показатель уловистости изменяется от 50 до 90%, следовательно, количество отловленных за день может составлять 10—50% от общей численности. Возникает вопрос, нельзя ли определить, с какой площади животные отлавливаются.

Стандартный метод учета линиями ловушек, по-видимому, не позволяет ответить на этот вопрос положительно, если иметь в виду не усредненный пересчетный коэффициент, а конкретный показатель для каждого отдельного учета. Но если провести некоторые дополнительные мероприятия, можно определить и площадь облова.

Число животных, посещающих ловушки, можно определить по количеству пропустивших давилок. Для грубой оценки численности можно вместо давилок раскладывать кусочки приманки и при проверке учитьвать количество нетронутых приманок, возобновляя съеденные. Результаты будут такими же, как и при учете давилками в первый день отлова, поскольку численность грызунов в этом случае не убывает, как при отлове. Но без давилок нельзя установить видовой состав. Это большой недостаток такого способа учета. А если параллельно с линией давилок разложить и приманку (ее можно выложить в значительно большем количестве по сравнению с числом давилок), суммарные результаты учета будут более

* Попадаемость землероек в давилки, по нашим данным, не снижается в течение периода отлова. Мы предполагаем, что и на землеройках можно получить убывающую геометрическую прогрессию, если ставить давилки с соответствующей приманкой и с меньшими интервалами. Площадь облова при этом сократится, но интенсивность облова возрастет. Показатель условистости окажется ниже 100% и можно будет рассчитывать плотность на единицу длины ловушко-линии.

репрезентативными, дадут более высокую точность. Может быть выдвинуто возражение, что приманку будут поедать не только мышевидные грызуны, но и другие животные, включая птиц. Наши ловушко-линии показывают, что около половины всех посещений давилок животными приходится на «проловы». Животных в давилке не оказывается. Однако характер изменения количества сработавших вхолостую давилок от начала к концу срока работы линии не отличается от изменений числа попадающих в давилки зверьков. Число спущенных давилок убывает от первого дня к пятому. Во всех линиях в первый день была спущена 221 давилка, во второй — 214, в третий — 219, в четвертый — 149 и в пятый — 100. В среднем число спущенных давилок уменьшается на 17,6% в сутки ($B=82,4\%$, $r=-0,886$), т. е. ровно настолько, насколько снижается численность отлавливаемых животных. Из этого можно заключить, что проловы — это посещения давилок тем же самым комплексом видов, которые отлавливаются давилками. Значит, случаи поедания разложенных приманок можно приравнять попаданиям зверьков в давилки и проловам. Но если даже поедаемость приманок и окажется более высокой, уровень поедаемости определяется суммарным действием численности и активности попадающих в давилки грызунов и, следовательно, как относительный показатель будет отражать изменения численности не хуже, чем попадаемость грызунов в давилки, с той только разницей, что не будет выяснен видовой состав.

Поскольку линия давилок оказывает на численность грызунов снижающее воздействие, разложенные приманки позволяют его обнаружить. Если считать, что в среднем на 100 ловушко-суток отлавливается животных в 4 раза меньше абсолютного числа их на гектар, а за пять дней отлова добывается в среднем две трети от количества их в зоне облова, то расстановка ловушек в линию с интервалами в 5 м равнозначна охвату площади примерно в 2 га. Значит, на каждую давилку стандартной линии приходится около 200 м², или площадь круга радиусом в 8 м. Разумеется, по мере удаления от давилки убыль грызунов будет не столь интенсивной, как возле нее. Полная неизменность поедаемости приманок обнаружится только на расстоянии больше 15—20 м от давилки. Если давилки объединить в линию с приманками, разложив последние на равных интервалах между давилками, расставленными одна от другой на 40—50 м, середина этого интервала не будет испытывать снижающего действия отлова, приманки здесь будут поедаться в неубывающем количестве. Поедаемость ближайших же приманок будет убывать, как и добыча грызунов. Несложные определения позволяют определить как реальную зону полного и частичного влияния отлова вокруг каждой давилки, так и общую площадь облова линией ловушек. Не исключено, что площади эти не будут совпадать для разных видов и в различное время года, но ответ на этот вопрос могут дать только эксперименты с последующим математико-статистическим анализом полученных результатов.

При изменении расположений от давилок отлов может вызвать вариации в видовом составе, обусловленные тем, что у разных видов размеры индивидуальных участков различны. В таком случае следует после нескольких дней облова обычной линией давилок выявить уловистость и видовой состав грызунов на разных расстояниях от линии предыдущего отлова. Например, если линия в 200 давилок работала 5 дней, то на шестой день снять 180 давилок и установить их под прямым углом к исходной линии двадцатью короткими линиями, начинающимися от каждой из 20 давилок, оставленных на прежних местах. Давилки, оставшиеся на месте, дадут уловистость более низкую, чем на пятый день отлова. По мере удаления от них эффект будет повышаться до результатов первого дня. Характер изменения уловистости от начала отрезков к их концам даст как бы попереч-

ный разрез того «желоба», который образовался в населении мышевидных за счет их пятидневного отлова линией ловушек. Разумеется, это лишь схема предполагаемого опыта, поэтому мы не можем назвать точный интервал между давилками в отрезках и расстояния между отрезками. По-видимому, первый надо оставить неизменным, а вторые увеличить, по крайней мере, на ширину этого «желоба» (20—40 м).

Все приведенные соображения основаны на материале, хотя и достаточно обильном и полученном в разные годы и сезоны весной и осенью, но лишь из одного пункта. Только работы польских авторов мы привлекаем для подтверждения наших выводов. В основном же при решении поставленной задачи мы руководствовались соображениями математической статистики. Выявленные нами закономерности нельзя без проверки переносить на любой набор видов, на любую экологическую группировку. Прежде чем принять наши рекомендации, необходимо проверить, удовлетворяют ли данные учета тем требованиям, которые должны быть соблюдены, чтобы пользоваться такого рода расчетами. Для проверки необходимо, чтобы данные учетов были получены раздельно по дням, а вместе с тем и по каждой ловушке. Вычислив дисперсию, можно установить, подчинено ли исследуемое явление закону Пуассона. Безусловно, полного равенства дисперсии и числа добывших ожидать и нельзя. Надо только определить, является ли существенной разница между ними. Для такой оценки можно воспользоваться критерием F Фишера: дисперсия, полученная эмпирическим путем, делится на ожидаемую при данном числе добывших зверьков и по специальной таблице (например, таблица XVII в книге Митропольского, 1961) можно определить существенность различий. Несущественность различий укажет на согласованность данного явления с законом Пуассона. Для определения числа животных, находящихся в зоне действия ловушек, необходимо, чтобы было достоверным снижение числа отлавливаемых от начала срока к концу его. Конечно, если в каждый следующий день будет отлавливаться закономерно убывающее число животных, и убыль, выраженная в процентах, не будет сильно варьировать, этого вполне достаточно для того, чтобы считать приемлемым определение предложенного нами показателя. Но при небольшом количестве отловленных в отдельные дни улов превысит уровень предыдущего дня. И в этом случае можно применять рекомендуемый нами способ, если сумма добывших за первую половину срока отлова будет достоверно больше соответствующего количества за вторую половину. Для определения достоверности разность между количествами отловленных за первую и вторую половину нужно разделить на квадратный корень из числа добывших за весь срок отлова. Разница достоверна, если частное от деления будет больше 3. Можно, наконец, убедиться в достоверности убывания числа отлавливаемых по коэффициенту корреляции (табл. 5). Однако здесь надо учитывать, что он вычисляется по малому числу наблюдений (5 дней), поэтому обратная зависимость между днем отлова и числом добывших будет достоверной лишь в том случае, если значение коэффициента составит от —0,8 до —1. При увеличении количества дней учета до 10 зависимость может считаться достоверной даже при коэффициенте, равном или большем —0,6.

Выше мы говорили, что при выражении численности количеством зверьков, попадающихся на 100 ловушко-суток, правильнее сокращать срок учета до 1—2 дней. Для того же, чтобы определить число зверьков в зоне действия 100-метровой линии давилок, лучше проводить учет по возможности дольше. Во всяком случае, один день не может дать нам никакого материала. Показатель уловистости можно вычислить минимум по двум дням, ошибку же этого показателя — по трем. Только по двумарам дней можно говорить о степени постоянства показателя.

Показатель уловистости может самостоятельно характеризовать ту или иную популяцию, активность особей, слагающих ее. Поэтому важно также установить, достоверно ли различие в активности зверьков в двух учетах (в разных стациях, в разное время и т. д.). Если для обоих сравниваемых случаев вычислен теоретический ряд попадаемости по дням учета и известен показатель уловистости, может быть вычислена и дисперсия этого показателя, и его ошибка. Если для суммы всех линий и всех видов он у нас получился равным 82,3%, а каждый последующий день у нас ловилось 82,2; 83,0; 83,0 и 80,2%, то отклонения от среднего составят: -0,1, +0,7, +0,7, -2,1. Сумма квадратов отклонений равна 5,4%, среднее квадратическое отклонение $\pm 1,16$, а ошибка $\pm 0,67\%$. По таблице Стьюдента для четырех степеней свободы 95-процентные доверительные пределы составят $\pm 2,77 t$, или $\pm 1,87\%$. Можно с уверенностью сказать, что показатель уловистости в данном случае больше 80, но меньше 84%. Подобным образом можно вычислить доверительные пределы для отдельных видов и установить достоверность различий между численностями красной, красно-серой и рыжей полевок, между уловистостью их весной и осенью. Но при оценке различий и уловистости надо иметь в виду, что этот показатель отражает не только особенности, присущие данной группировке животных, но зависит еще от качества приманки и расстояния между давилками, так что сравнивать его можно лишь при однообразных условиях учета. Результаты учета, выраженные количеством зверьков в зоне действия 100-метровой линии ловушек, можно сравнивать даже и в том случае, если условия отлова не были однообразными. Например, если приманка окажется очень привлекательной для данного вида, животные будут интенсивно отлавливаться в первые дни и значительнее будет убыль к последним дням. Если же приманка окажется менее привлекательной, отлов будет идти вяло, в первые дни число отловленных окажется меньшим, показатель же уловистости — более высоким и убыль в количестве отлавливаемых — менее заметной. Если плотность зверьков неизменна, результаты окажутся практически одинаковыми. (Таким способом можно сравнивать достоинства разных приманок.)

Для того чтобы иметь возможность сравнивать окончательные результаты учета с другими учетами численности, проведенными таким же или другим методом, необходимо и количество животных в зоне действия давилок выражать с указанием величины статистической ошибки. Чтобы не прибегать к сложным расчетам, можно приблизительно определить ошибку, исходя из того, что общее число добытых равно дисперсии этого числа, поэтому среднее квадратическое отклонение равно квадратному корню из числа добытых.

Следует сказать еще о слагаемости нескольких рядов распределений. Каждый ряд распределения величин, изменяющихся в геометрической прогрессии $y = AB^x$, характеризуется средним уровнем A и показателем уловистости B . Повторные учеты при неизменных условиях могут дать результат, хотя и несколько отличный от первоначального, но отличия будут недостоверными: отклонения обусловлены только случайными причинами. Поэтому мы с полным основанием можем суммировать все результаты наблюдений в один ряд распределения. При этом надо помнить, что величина B , определенная по каждому из нескольких параллельных анализов, будет отклоняться в одних случаях в сторону уменьшения, в других — наоборот. И если вычислять по формуле численность раздельно по каждому из параллельных равнозначных рядов наблюдений, то средняя арифметическая полученных таким путем численностей будет больше, чем вычисленная по сумме рядов. Дело здесь в том, что данные первого дня наблюдений содержат случайное отклонение с положительным или отрицательным зна-

ком. При суммировании рядов эти отклонения взаимно погашаются. Если же подставлять в формулу данные каждого ряда раздельно, то при возведении числителя в квадрат каждое отклонение приобретет положительный знак. А поскольку среднее квадратическое отклонение равно квадратному корню из числа добытых, то и результаты вычислений раздельно по многим повторным наблюдениям будут в среднем состоять из двух величин: истинной численности и некоторой положительной величины, меньшей, чем сама численность, примерно во столько раз, во сколько квадратный корень из числа добытых в первый день окажется меньше самого этого числа. Если же сначала суммировать ряды, а потом определять численность по формуле, то указанного завышения результатов расчета почти не будет. Значит, при нескольких параллельных учетах вернее будет сначала сложить полученные ряды распределений, а затем подставить данные в формулу. Нетрудно путем вычислений сначала по каждому ряду раздельно, а затем по сумме рядов найти величину этого завышения.

Если суммировать данные из разных совок пностей, характеризующиеся разным показателем уловистости, то произойдет явление обратного порядка: будут автоматически погашаться уже не случайные, а закономерные отличия. После суммирования таких гетерогенных рядов результат вычисления окажется несколько ниже того, какой получится при раздельном вычислении. Если материал обильный и случайные отклонения в каждом ряду невелики, численность в этом случае может оказаться даже ниже истинной.

Может быть, это замечание и не имело бы особого значения, если речь могла идти о рядах, отличие показателя уловистости которых обусловлено разным способом, местом или временем отлова. Ряды, разобщенные во времени или пространстве, не имело бы смысла объединять. Если мы и объединили все 30 ловушко-линий, то сделали это, чтобы убедительнее показать общие для них закономерности, ясно понимая, что данные, например, весеннего и осенного отлова надо оценивать раздельно. Но любая из 30 использованных нами линий сама является суммой нескольких независимых рядов: красные полевки характеризуются своим показателем уловистости, то же самое — рыжие и красно-серые. Если в табл. 6 численности этих трех видов полевок при раздельном вычислении в сумме дают 1043 экземпляра, то суммирование добытых животных всех трех видов дает в первый лен 219,5, во второй — 170,9, а численность получается равной только 990. Разница составляет около 5%. Квадратный же корень из числа добытых за первый день равен 15 экземплярам, или 6,6%. Таким образом, для достижения большей точности при достаточно обильном материале следует определять численность каждого вида раздельно. При малом числе наблюдений, когда велики случайные отклонения, не имеет смысла так разделять материал: выделение малочисленных групп повлечет за собой увеличение и без того заметных ошибок.

Анализ данных отлова мышевидных грызунов линиями ловушек позволяет выявить следующие особенности.

1. При невысоких плотностях, когда на 100 ловушко-суток попадается не более 20—30 зверьков, распределение вероятностей попадания их в ловушки подчинено закону Пуассона. При высоких плотностях это распределение нарушается за счет того, что значительная часть давилок работает неполные сутки. Результаты учета оказываются заниженными по сравнению с истинной плотностью.

2. Число посещений давилок зверьками, включающее попадания в давилки и посещения ими уже сработавших давилок, можно определить по числу остающихся настороженными к моменту проверки линии.

3. Процент попадающих в ловушки животных от общего числа их, находящегося в зоне отлова, различен для разных видов и для разных сезонов года, поэтому число попаданий их на каждые 100 ловушко-суток не вполне пропорционально плотности на единицу площади. Чем активнее зверьки посещают ловушки, тем выше этот процент, тем больше животных попадается в первый день, но, соответственно, тем быстрее уменьшается численность в зоне отлова и количество отлавливаемых в последующие дни. Численность популяции может быть выражена числом попадающих в первый день отлова, и скоростью этого уменьшения. При учете следует вычислять вероятные значения числа попаданий по дням отлова, пользуясь схемой вычисления корреляционного уравнения типа $y=AB^x$. В этом уравнении величина B покажет, насколько снижается число отлавливаемых за сутки. Этот показатель (уловистости) при анализе состояния комплекса учитываемых видов может иметь самостоятельное значение как показатель активности животных. Показателем же численности следует считать общую численность грызунов в зоне облова, приходящуюся на 100 м линии ловушек. Он вычисляется по выровненному ряду вероятного числа попаданий делением квадрата числа попаданий за первый день на разницу между попаданиями первого и второго дня. При введении в методику учета некоторых дополнительных приемов (перестановка давилок к последнему дню учета или раскладывание дополнительно к давилкам приманок) можно определить и площадь, на которой это количество животных обитает.

III. ОЦЕНКА ЧИСЛЕННОСТИ БЕЛКИ ПО ДНЕВНОЙ ДОБЫЧЕ ОХОТНИКА

Ознакомление с данными по учету численности промысловых зверей показывает, что в большинстве случаев объем этих работ недопустимо мал, поэтому точность результатов не может удовлетворять поставленным требованиям. И если это обстоятельство не вызывает особой тревоги у заинтересованных организаций, то в первую очередь потому, что общепринятые методы учета не содержат указаний к определению точности. Поэтому исполнители, пользуясь стандартными методами, сами не имеют представления, насколько точны (или неточны!) получаемые ими сведения о численности. Практически же объем учетных работ весьма ограничен из-за экономических соображений и трудности их организации при недостатке и чрезвычайной загруженности специалистов-охотников.

С экономической точки зрения имеет смысл оценивать сравнительную эффективность «точных» и «неточных» методов учета по затратам на эту работу, проведенную в разном объеме, но с равной степенью точности. Разумеется, менее точный метод потребует большего количества наблюдений, но суммарные затраты на него могут оказаться меньшими, чем при учете «точным» способом.

Одним из способов оценки численности белки является анализ добычи на одного охотника за определенный отрезок времени. По-видимому, этот метод следует считать менее точным, чем учет белки на маршруте с лайкой, хотя точность этих двух приемов учета никем не сравнивалась, и нет никаких данных, кроме субъективных оценок отдельных исследователей, о том, насколько точнее один метод по сравнению с другим. Можно лишь с уверенностью сказать, что оценка численности по дневной добыче одного охотника намного проще и дешевле, т. к. материал к такой оценке получается попутно, в процессе промысла, и может быть получен от любого из охотников, организация же маршрутных учетов требует привлечения квалифицированных исполнителей, апробированных лаек, определения поправочных коэффициентов на различную степень пропусков белок лайкой в разных типах угодий.

Добыча охотника за день промысла зависит не только от численности белки, но и еще от ряда причин: существенное значение имеет квалификация охотника, рабочие качества собаки, состояние погоды, снегового покрова, обеспеченность белок кормом и защитные свойства угодий. Полного однообразия всех этих сопутствующих факторов добиться невозможно. Однако их влияние можно исключить математической обработкой поступающих от охотников сведений, точно так же, как в предыдущей главе мы исключали различия уловистости грызунов разных видов.

Если сочетание всех сопутствующих факторов неблагоприятное, то охотник добудет за день лишь незначительную часть белок, например, 15% от количества их на опромышляемом участке. Если сопутствующие факторы не изменятся, на следующий день на этом участке он добудет те же 15%, но численность к началу второго дня ниже, чем к началу первого,

поэтому и добыча окажется ниже на те же 15%. В другом случае, если сопутствующие факторы способствуют промыслу, охотник добудет, к примеру, 30% за первый день, но добыча второго дня составит уже 70% от добычи первого дня. Продолжительное, день за днем, опромышление участка и в том, и в другом случае привело бы к полному отстрела всего белочьего поголовья. По аналогии с материалом предыдущей главы следовало бы предположить, что результаты длительного опромышления одного и того же участка образуют убывающую геометрическую прогрессию. Правда, полное число членов прогрессии бесконечно, значит, отстреливать всех белок пришлось бы бесконечно долго. К тому же со временем стало бы заметным проникновение животных со смежных участков. Но определить сумму всех членов можно всего лишь по двум первым членам, и для определения численности белки достаточно иметь данные о добыче за два смежных дня. Таким образом, нам предстоит только доказать, что, во-первых, геометрическая прогрессия действительно имеет место, а во-вторых, выяснить, по какому статистическому закону распределяются частоты встреч охотника с белкой.

Для этой цели мы использовали любезно предоставленные нам научным сотрудником Восточно-Сибирского отделения ВНИИЖП Г. И. Монаховым данные о промысле белки несколькими охотниками на территории Иркутской области. Эти данные вместе с интересующими нас результатами расчета приведены в табл. 7. Вычисления ведутся по общепринятому в математической статистике способу для корреляционных уравнений показательного типа $y = AB^x$. В таблице даны как эмпирические ряды распределения количества добываемых охотниками белок, так и теоретические, вычисленные методом наименьших квадратов. Иначе говоря, посредством специальных математических приемов подобраны такие ряды прогрессии, которые наиболее близки к данным, полученным от охотников. Ясно, что чем обильнее материал, тем меньше должно быть различие между теоретическим и эмпирическим рядом, если мы исходим из верной гипотезы. Степень близости рядов оценивается коэффициентом корреляции r . По сравнению с материалом предыдущей главы объем данных, поступивших на анализ, меньше, но если мы обнаруживаем те или иные закономерности на малом материале и убеждаемся в их достоверности, то обильный материал может только еще больше подтвердить их.

В первых 7 строках таблицы помещены сведения о добыче одиночных охотников из разных мест и в разное время (1959—1962 гг., начало промысла). В строке 8 и 9 — результаты промысла бригады охотников за два смежных дня. Наконец, в последней строке суммированы данные 1, 5 и 7-й строк. Суммирование позволило нам получить более высокий коэффициент корреляции и убедиться, что действительно убывающая геометрическая прогрессия — тот предел, к которому стремится ряд распределения числа белок, добываемых охотником каждый день.

В графе B указаны вычисленные показатели уловистости, которые здесь уместнее будет называть показателями добычливости. Напомним, что собственно добычливость (процент добываемых охотником белок от количества их на участке) равна 100 — B . В последних двух столбцах таблицы даны численности белок, определенные по формуле

$$N = \frac{A^2}{A - B},$$

предложенной нами для белки ранее (Смирнов, 1961). В тех случаях, когда ряд состоит из трех или более членов и была возможность вычислить и теоретический ряд распределения, численность определялась и по эмпирическому, и по теоретическому ряду.

Таблица 7

Ряды распределения по дням промысла (1—6-й) числа добывших белок

№ пп	Время охоты	Эмпирический ряд						Теоретический ряд						<i>r</i>	Численность по данным эмпириче- ского ряда	
		1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6			
1		11	9	7	4	10	3	10,7	8,8	7,3	6,0	4,9	4,1	82,5	-0,68	60,5
2	Октябрь 1959 г.	12	11	8	—	—	—	12,3	10,4	8,8	—	—	—	84,3	-0,80	144,0
3		5	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	80,0	—	25,0
4		12	10	4	—	—	—	13,9	7,9	4,5	—	—	—	58,0	-0,93	72,0
5	Октябрь 1960 г.	10	7	5	3	—	—	10,3	6,9	4,7	3,1	—	—	67,5	-0,86	33,3
6	Октябрь 1961 г.	8	4	3	—	—	—	7,9	4,7	2,8	—	—	—	59,4	-0,97	16,0
7		5	3	2	3	—	—	4,1	3,4	2,8	2,3	—	—	82,4	-0,67	12,5
8	Октябрь 1961 г.	63	56	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	89,0	—	541,0
9	Октябрь 1962 г.	12	10	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	83,5	—	72,0
Сумма 1, 5 и 7-го рядов		26	19	14	10	—	—	26,1	19,0	13,8	10,1	—	—	72,9	-0,999	91,7
																95,9

Каждое из отдельных наблюдений всегда будет содержать случайное отклонение, поэтому результат расчета численности по формуле неизбежно будет содержать ошибку. Необходимо определить, какова вероятность той или иной ошибки при определенном количестве собранных от охотников данных.

Прежде всего следует обратить внимание, что при увеличении количества данных коэффициент корреляции быстро приближается к единице. Значит, случайное варьирование объема дневной добычи очень тесно зависит от объема поступившего на анализ материала. Этому условию удовлетворяет распределение Пуассона. Не противоречит этому допущению и сущность рассматриваемого явления: факт обнаружения белки охотником можно отнести к редким явлениям.

Дисперсии в данном случае нельзя вычислить прямым путем: даже добыча одного охотника колеблется не около какого-то постоянного уровня, а около уровня, представляющего убывающую величину. Следовательно, случайнм отклонением надо считать разность между истинным числом добытых и соответствующим ему членом теоретического ряда. Надо помнить, что если обычно при вычислении дисперсии сумму квадратов отклонений делят на $n-1$ (число степеней свободы), то при вычислении теоретического ряда мы в каждом из рядов израсходовали еще по одной степени свободы. Можно суммировать квадраты всех отклонений (в табл. 23 эмпирических и соответствующих им теоретических членов в 6 рядах*), но сумму эту надо делить на 11 степеней свободы. Среднее арифметическое значение членов этого сборного ряда получается равным 6,72, а дисперсия— только 3,41. Оценивая достоверность разницы между полученной дисперсией (3,41) против ожидаемой по закону Пуассона (6,72), мы воспользуемся критерием Фишера F . Дисперсионное отношение, равное 1,97 при 11 степенях свободы означает, что даже на 95-процентном уровне значимости различие между полученной и ожидаемой дисперсией несущественное. Следовательно, имеющиеся в нашем распоряжении данные не противоречат предположению, что распределение числа добытых белок подчинено закону Пуассона.

Большой практический интерес представляло бы установить дисперсию не только дневной добычи, но и определенной по формуле численности, то есть установить, в каких пределах можно считать верным конечный результат. Тут надо иметь в виду, что даже простое произведение двух статистических величин, каждая из которых распределена по нормальному закону, точно так же, как и частное таких величин, распределено уже по иному закону, и дисперсия будет каждый раз изменяться при разном соотношении этих величин и разной величине их ошибок. К тому же, ряд распределения не будет симметричным. Существующие способы нахождения ошибок сложных функций требуют знания дифференциального исчисления, но и они были бы приемлемы только для таких случаев, когда ошибки случайных величин относительно невелики. В нашем случае, при ограниченном материале пользоваться этими приемами было бы рискованно. Есть, казалось бы, простой способ нахождения доверительных интервалов. Зная дисперсию каждой из величин, входящих в формулу, надо взять все возможные варианты пропорционально их вероятностям и все эти варианты подставить в нашу формулу. Затем для нахождения 95-процентного доверительного интервала отбросить 5% крайних значений, как мало вероятные. Ясно, что это тоже весьма трудоемкая работа, и практически способ неприемлем.

* Учитывались ряды с числом членов более двух.

В нашем распоряжении имеется 15 пар значений добычи охотников за два смежных дня. Каждая пара совершенно независимо от других может дать при подстановке в формулу какую-то численность. Вместе с тем для каждой пары есть ее аналог в теоретическом ряду, не содержащий случайных отклонений. Если суммировать численности, полученные по всем парам эмпирического ряда и сравнить с суммой численностей теоретического ряда, обнаружится разница, которую можно сопоставить с числом поступивших данных. У нас сумма всех первых членов 17 эмпирических пар (число добытых белок) равна 130, а сумма численностей получилась: по теоретическому ряду 566,9, по эмпирическому 521,7. Таким образом, разность двух величин равна 45. Если по закону Пуассона дисперсия числа добытых белок равна 130, а среднее квадратическое отклонение 11,4, то полученная разница в 4 раза превышает ее. Эта величина в какой-то мере характеризует степень точности. Зависит она не только от числа добытых белок, но и от показателя добычливости B . Так, если этот показатель близок к 100%, то результат вычислений по формуле будет стремиться к бесконечности. Если же показатель добычливости близок к нулю, тогда дисперсия стремится к числу добываемых за первый день. При маршрутном учете с лайкой, по существу ничем не отличающемся от обычного квалифицированного промысла, вероятность отклонения числа обнаруживаемых белок от наиболее вероятного их количества, как и при промысле, может быть найдена по распределению Пуассона. Если даже данные маршрутного учета будут переведены в численность с применением самых точных, проверенных в этих же условиях поправок на ширину поиска собаки и процент пропуска белок, то и в этом случае вычисленные по формуле результаты могут содержать ошибку, лишь в 4 раза превышающую ошибку маршрутного учета с таким же количеством учтенных белок. Надо все-таки полагать, что неучтенных ошибок при маршрутном учете будет достаточно и разница в точности будет меньше. А если учесть, что стоимость маршрутного учета обойдется во много раз дороже, чем сбор сведений от охотников, экономически будет выгоднее принять именно этот способ определения численности белки.

Мы рассмотрели возможность использовать данные дневной добычи охотника применительно к промыслу белки, но в равной мере можно по этому способу определять численность и других массовых видов животных. Обязательно нужно только, чтобы за день промысла охотник изменял численность объекта промысла на заметную величину и добычливость его не изменялась за короткий отрезок времени под воздействием внешних факторов.

IV. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЧИСЛЕННОСТИ ПЕСЦА ПО ВОЗРАСТНОЙ СТРУКТУРЕ ДОБЫВАЕМЫХ ЖИВОТНЫХ

Суммирование животных разных возрастов, добываемых за ряд промысловых сезонов

Ранее нами был предложен метод определения численности песца, основанный на анализе возрастного состава попадающих в промысел животных (Смирнов, 1959, 1960). Отмечалось непропорционально большое число добываемых охотниками молодых песцов и изменение возрастного состава в процессе промысла. По степени этих изменений и общему числу добытых за сезон животных и может быть определена численность стада.

Исходным материалом для осуществления этого метода является соотношение молодых и взрослых песцов: 1) перед началом промысла (вычисляется по плодовитости, т. е. по числу птенов в матках добываемых охотниками взрослых самок), 2) среди добытых в сезон промысла (от охотников собирают черепа добытых животных для определения возраста по зубам) и 3) по окончании промысла (по соотношению годовалых и старших среди добываемых в начале следующего промыслового сезона; для получения данных о численности до начала промыслового сезона может быть проведен отстрел взрослых на норах). Величина ошибки определяется из биномиального распределения числа взрослых среди поступивших для анализа черепов. Так, по выборкам черепов ошибка доходила до 30—50%, когда проба была объемом 40—70 черепов и определяемая возрастная группа оказывалась немногочисленной, и снижалась до 3—15% при численности выборки в 300—500 голов. Ясно, что дальнейшее увеличение выборки до 2—3 тысяч еще снизило бы ошибку. А поскольку общая численность определяется по этим данным, ее ошибка может быть того же порядка величин.

Применение таких косвенных методов позволяет получить данные о численности промыслового объекта с достаточно высокой точностью и притом без больших затрат сил и средств,— материалы для анализа поступают от охотников в процессе промысла. Некоторый недостаток состоит в том, что выводы относительно численности не могут быть получены до начала промысла, или же необходимо усложнять работу, производя предпромысловый отстрел, по крайней мере, нескольких десятков животных.

Материалы, накопленные нами за 8 лет наблюдений, позволили выявить степень зависимости объема заготовок от численности, и наоборот. Последнее обстоятельство, как будет показано ниже, играет весьма существенную роль в динамике численности песца, хотя трудно ожидать, чтобы промысел играл здесь решающую роль. Главными остаются, по-видимому, естественные факторы. Но, меняясь во времени, и они вызывают сдвиги численности в разных направлениях, поэтому многолетняя равнодействующая всей суммы факторов более или менее постоянна и невелика, так же,

как и промысел, если он не скорректирован с ходом изменений численности. Если же в заготовки ввести коррективы, направленные на увеличение численности, и в многолетнем плане они будут действовать непрерывно, то даже если роль их и невелика по сравнению с естественными факторами, можно достичь заметного увеличения уровня численности поголовья промыслового стада и тем самым создать предпосылки к увеличению объема заготовок.

Исходя из теории вероятностей, естественно было бы ожидать, что половая и возрастная структура добываемых охотниками животных однозначна со структурой всей популяции, всего промыслового стада. Однако анализ структуры по результатам промысла приводит к абсурдным выводам. Так, анализ возрастного состава 8 проб, полученных за промысловые сезоны с 1955/56 по 1962/63 гг., показывает, что в годы с нормальным размножением на каждую пару взрослых добывается 12—85 молодых песцов: в сезон 1957/58 г. было получено 350 черепов, из них 8 взрослых, в 1960/61 г. из 520 — 19 (85 и 50 молодых на пару взрослых!). В правильности определения возраста не может быть никакого сомнения (Смирнов, 1959): никакого отбора черепов не производилось, собирались все наличные черепа. Такое возрастное соотношение нельзя объяснить высокой плодовитостью. Плодовитость самок, определявшаяся в эти годы, была близка к 10—14. Остается предположить, что промысел песца отличается высокой избирательностью по отношению к молодняку. В таком случае о возрастном составе промыслового стада нельзя судить по получаемым от охотников разовым материалам. Более правильно оценить возрастной состав двумя путями. Первый из них — определение плодовитости (по следам беременности — темным пятнам в матке размножавшихся самок). Такие данные могут дать завышенную оценку числа молодых, приходящегося на пару взрослых, т. к. при этом невозможно количественно учесть резорбцию эмбрионов и смертность щенков до перехода их к самостоятельной жизни. Другой путь определения истинной возрастной структуры промыслового стада — суммирование числа животных данного года рождения, добывавшихся в течение ряда лет, и аналогичное суммирование всех старших животных, добытых за те же годы. Таким способом можно определить в стаде фактическое численное соотношение животных данного года рождения и их родителей. Чрезмерное обилие молодняка среди добываемых ведет к резкому снижению численности этой группы по сравнению со старшими животными среди сохранившихся от промысла, и в последующие годы она оказывается значительно меньшей по численности, чем следовало бы ожидать, исходя из плодовитости. Иными словами, в среднем каждая генерация попадает в промысел в той пропорции, в какой она встречается в природе, но в каждый отдельный промысловый сезон пропорция оказывается нарушенной.

Имея выборку из промысла, можно с определенной степенью достоверности судить о возрастном составе всех добытых за сезон песцов. В табл. 8 приведены распределения по возрастам в выборках за 8 промысловых сезонов. Данные эти сведены таким образом, что количества животных одного года рождения, добытых за 8 последовательных промысловых сезонов, составляют один вертикальный столбец, а животные разных лет рождения, добытые за один сезон, образуют горизонтальный ряд. Вертикальные столбцы обозначены буквами алфавита, под которыми дан год рождения каждой генерации. Горизонтальные ряды обозначены порядковыми номерами. Таким образом, в графе е—4 число 13 означает, что за сезон 1958/59 г. поступило 13 песцов рождения 1955 г., что составляет 3,44% от численности всей пробы ($n=378$). Значит, в целом за весь промысловый сезон было добыто приблизительно 3,44% животных этого года рождения. Чтобы

Таблица 8

Численности песцов разных генераций в выборках из промысла за 1955/56—1962/63 промысловые сезоны

	Сезон промысла	<i>n</i>	(1950)	^a (1951)	(1952)	^b (1953)	(1954)	^c (1955)	(1956)	^d (1957)	^e (1958)	^f (1959)	(1960)	^g (1961)	^h (1962)
1	1955/56	56	0	² $\pm 2,53$	² $\pm 2,53$	¹ $\pm 1,80$	⁵ $\pm 3,82$	⁴⁶ $\pm 5,12$	^{82,30}	² $\pm 3,21$	³⁹				
2	1956/57	43	0	0	0	0	² $\pm 3,21$	^{4,65}	^{90,70}	² $\pm 3,21$	^{4,42}				
3	1957/58	351	0	0	0	^{0,56}	^{0,56}	0	4	^{1,14}	^{97,8}	^{0,55}	³⁴³		
4	1958/59	378	3	4	7	^{1,85}	^{6,63}	¹⁴	¹³	⁵⁶	¹⁸⁹	^{1,78}	⁶⁷		
5	1959/60	210	0	0	1	^{0,48}	^{1,43}	³	^{3,44}	^{14,80}	^{50,00}	^{0,94}	^{17,50}	^{17,50}	
6	1960/61	519	0	0	0	^{0,48}	^{1,43}	^{0,95}	^{0,95}	²	¹²	^{5,70}	^{2,86}	¹⁸¹	
7	1961/62	550	0	0	0	^{0,48}	^{1,43}	^{0,67}	^{0,67}	^{1,43}	^{1,60}	^{1,15}	^{2,86}	^{86,2}	
8	1962/63	265	0	0	0	^{0,48}	^{1,43}	^{0,67}	^{0,67}	^{0,82}	^{1,47}	^{0,47}	^{0,38}	⁴⁹⁹	
														^{96,30}	
														^{96,30}	
														³¹	
														^{5,64}	
														^{± 0,55}	
														^{± 0,98}	
														⁵⁰⁰	
														^{± 1,22}	
														^{90,9}	
														¹¹²	
														^{42,3}	
														^{± 3,03}	
														³	
														^{1,13}	
														^{± 0,65}	

Примечание. а—н — годы рождения генераций.

Распределение по годам рождения песцов, поступивших в

№ п.п.	Сезон промысла	Заготовлено за сезон	а (1950)	б (1951)	в (1952)	г (1953)	д (1954)	е (1955)
1	1955/56	34465	0	1233±800	1233±800	620±620	3100±1386	28360±1960
2	1956/57	24428	0	0	0	0	1136±784	1136±784
3	1957/58	27877	0	0	0	156±111	156±111	0
4	1958/59	26908	212±124	245±143	498±185	1780±344	995±261	925±253
5	1959/60	18454	0	0	88±88	264±151	175±124	264±151
6	1960/61	24200	0	0	0	0	0	0
7	1961/62	23000	0	0	0	0	0	44±44
8	1962/63	15146	0	0	0	0	172±99	352±178
9							48	91
10								31082±2140
11								0
12								31082

а—н — годы рождения генераций, участвующих в промысле; 1—8 — соответствуют 10 — суммарное количество песцов данной генерации, отловленных за 8 лет промысла; марная численность генерации.

Определить степень этого приближения, вычисляется статистическая ошибка. Здесь величина ошибки будет равна:

$$m = \pm \sqrt{\frac{3,44 \cdot 96,56}{378}} = 0,94\%.$$

Удельное значение этой возрастной группы в промысле, выраженное в процентах, а также величина ошибки в процентах вписаны в той же графе ниже абсолютного числа животных этой группы. Такие расчеты проведены для каждой графы этой таблицы.

Поскольку возрастной состав всех добывших за сезон песцов должен быть близким к возрастному составу пробы, мы можем с некоторой степенью точности, определяемой величиной ошибки, утверждать, что из всего количества песцов 3,44% были животными рождения 1955 года. Доверительный 95-процентный интервал этой величины равен 1,97 — 6,53%.

Расчет числа животных каждой генерации, добывших в каждый из промысловых сезонов, а также абсолютные значения ошибок приведены в табл. 9. Построена она по тому же принципу, как и табл. 8. 9-й ряд таблицы образован путем вычисления среднего арифметического из числа животных одинакового возраста, добывавшихся на протяжении 8 сезонов. Так, сумма чисел е—1, ж—2, з—3, и—4, к—5, л—6, м—7 и н—8 после

Таблица 9

заготовки за промысловые сезоны с 1955/56 по 1962/63 гг.

ж (1956)	з (1957)	и (1958)	к (1959)	л (1960)	м (1961)	н (1962)
22200 ± 1080						
318 ± 153	27250 ± 217					
3980 ± 492	13450 ± 691	4710 ± 524				
175 ± 124	1050 ± —295	528 ± 212	15900 ± 440			
46 ± 46	281 ± 114	421 ± 140	186 ± 92	23300 ± 205		
0	180 ± 83	223 ± 94	403 ± 126	1388 ± 920	20800 ± 280	
587 ± 178	978 ± 229	784 ± 218	1467 ± 276	4230 ± 420	6400 ± 462	176 ± 99
174	310	448	565	1480	3313	17837
27306 ± 1215	43189 ± 826	6666 ± 629	17957 ± 542	28918 ± 1033	27200 ± 540	176 ± 99
+103	+145	+270	+1004	+968	+1253	+83
27409	43334	6936	18961	29886	28453	259

сезонам промысла; 9 — среднее арифметическое из числа животных одинакового возраста; 11 — вероятное количество песцов, сохранившихся от последнего промысла; 12 — сум-

деления на 8 дает величину 17 837. Это значит, что в среднем за восьмилетие добывалось по 17 837 молодых песцов в год. Аналогичные вычисления дают: двухлеток — 3313, трехлеток — 1480 и т. д. Последняя, левая графа этого ряда, д—9, представлена числом 48. Значит, животных девятого года жизни добывается в среднем 48 в год. Этот ряд таблицы означает, с одной стороны, что в любой год наиболее вероятно ожидать таких количеств песцов разных возрастов; с другой стороны, числа эти означают также, что песцы любой взятой произвольно генерации при повторяющемся из года в год промысле могут добываться в количествах, близких к указанным в д—9.

10-й ряд таблицы образован путем суммирования количеств песцов каждой генерации, добывавшихся в течение 8 лет. Можно считать, что сумма, относящаяся к генерации рождения 1955 г., в последующие годы практически не изменится: она почти целиком исчерпана и лишь очень небольшие количества животных из этой генерации могут еще поступать в промысел. Что же касается последних четырех столбцов таблицы, то, судя по большому числу соответствующих им животных, заготовленных в последний сезон периода наблюдений, можно ожидать еще поступления значительных количеств их в промысел в будущем. Если предположить, что промысел будет идти на том же среднем уровне, как в течение рассмотренных восьми

лет, можно приблизительно определить, какое число песцов каждой генерации может быть еще добыто в дальнейшем. Основания для такого расчета имеются в нашей таблице.

Мы уже говорили, что 9-й ряд можно рассматривать как наиболее вероятное число песцов одной генерации, поступающих ежегодно в заготовки в течение последовательного ряда промысловых сезонов. Если, например, за 5 первых промысловых сезонов добывается в среднем $17\ 837 + 3\ 313 + 1480 + 565 + 448 = 23\ 643$ песца ($n=9+m=9+l=9+k=9+i=9$), то за неограниченно долгий срок может быть добыто 24 244 животных (сумма всех граф 9-го ряда). Судя по конкретным полученным нами величинам, в течение 5 промысловых сезонов добыто генерации 1958 г. $4710 + 528 + 421 + 223 + 784 = 6666$ особей. Составив пропорцию из этих величин, получим численность животных генерации, которые были и могут быть в дальнейшем добыты. Это, соответственно, $6666 \cdot 24\ 244 : 23\ 723 = 6808$ и $6808 - 6666 = 142$.

Забегая несколько вперед, обратим внимание на то обстоятельство, что в сезон 1958/59 и 1962/63 гг. было добыто исключительно много взрослых песцов и мало молодняка. Судя по возрастанию числа добытых взрослых по сравнению с предыдущими годами во всех возрастных группах, в эти два сезона был очень интенсивный промысел. Животные, вылов которых при среднем напряжении промысла должен был затянуться на несколько лет, добыты в один год. После 1958/59 г. песцы генерации 1950 и 1951 г. больше не ловились совсем, а более поздних — ловились в очень небольшом количестве. Если напряжение промысла в эти два сезона считать одинаковым, то можно предполагать, что, например, животные рождения 1959 г. сохранились от последнего промысла в такой же пропорции с добытым, как животные рождения 1955 г. после сезона 1958/59 г. Составив соответствующие пропорции, мы и вписали вероятное количество песцов, сохранившихся от последнего промысла, в 11-ю строку под суммой добытых животных. Суммы добытых и сохранившихся песцов вписаны в 12-ю строку табл. 9. Таким образом, суммарная численность генерации 1958 г. получилась не 6808, как при расчете по средним значениям, а 6936 голов. Естественно, не всегда по особенностям возрастной структуры добытых и поступивших на анализ песцов можно подыскать в таблице соответствующий по напряжению промысла год. В таком случае придется определять численность сохранившихся от промысла первым способом.

Численность попавших в промысел для каждой возрастной группы мы определяем, исходя из возрастного состава выборки. Поэтому в каждой отдельной графе таблицы, кроме количества добытых, указаны и величины статистических ошибок. Чтобы вычислить ошибку суммы статистических величин, нужно сложить суммы квадратов ошибок слагаемых и из результата извлечь квадратный корень. Таким способом были вычислены ошибки для суммы добытых (см. табл. 9). Естественно, ошибки суммы относительно меньше ошибок слагаемых. Они не превышают 7% от определяемой ими суммы даже в тех случаях, когда наиболее многочисленная в графе первая возрастная группа была вычислена по очень небольшой пробе, порядка 40—60 черепов. При анализе более многочисленной пробы (200—500 черепов) ошибка суммы не превышает 2—3%. Следовательно, суммы эти вычислены с большой степенью точности. Что же касается общей численности каждой генерации, то точность ее определения зависит не только от величины этих ошибок статистического характера, но и от некоторой ошибки в нашем предположении, что промысел последнего сезона прошел с таким же напряжением, как и один из предыдущих (или, по другому варианту вычисления сохранившихся песцов,— в предположении, что напряженность последнего сезона была средней). Могло быть, что

последний сезон был еще более напряженным, и часть песцов, которые по нашим расчетам должны добываться в следующие годы, оказались добытыми в этот сезон, или, наоборот, промысел последнего сезона был слабее, и от него сохранилось больше песцов, чем мы предполагаем. Если количества сохранившихся от промысла песцов определены даже с двух-трехкратной ошибкой, значение её несущественно для генераций 1955—1959 гг., так как основная масса этих животных уже добыта в течение предыдущих промысловых сезонов. Постепенно возрастая слева направо, значение указанной ошибки достигает максимума в последнем столбце. Если девятую строку таблицы рассматривать как число песцов осредненной генерации, добываемых в последовательный ряд лет, то можно считать, что в каждый следующий сезон, начиная с третьего, животных добывается вдвое меньше, чем в предыдущий. Во второй же сезон добывается в среднем в 5,7 раза меньше животных, чем в первый. Конечно, эти соотношения даже за счет случайных причин несколько нарушаются в любой генерации. Однако на протяжении восьми лет наблюдался лишь один сезон (1958/59 г.), когда животных старших возрастов в 14 раз больше, чем в предшествовавший. Животные второй генерации были добыты в количестве 50% от числа добытых в 1957/58 г. молодых. В сезон 1962/63 г. также обнаруживается значительное превышение добычи всех возрастных групп по сравнению с предыдущим годом. Есть основания считать, что в эти два года промысел был чрезвычайно напряженным. Если уменьшение отдельных генераций в промысле отклоняется от ожидаемого, можно считать это отклонение показателем степени опромыщения стада. В другие годы, хотя и в меньшей степени, чем в два названные, тоже наблюдались отклонения от нормы в ту или другую сторону.

Можно утверждать, что численность каждой генерации к началу ее опромыщения была не меньше величин, полученных нами в 12-м ряду табл. 9. Но вместе с ними к этому моменту были еще и их родители. Число особей каждой возрастной группы вместе с их родителями приведено в табл. 10. Здесь, как и в табл. 8, вычислен процент животных, вошедших в каждую графу, по отношению к численности всей пробы и статистическая ошибка этого процента. Исходя из этих процентов и их ошибок, а также количества добытых за каждый сезон животных в табл. 11 вычислены количества животных каждой возрастной группы вместе со старшими, добытых в тот или иной промысловый сезон. 9-й ряд дает средние количества этих животных, ожидаемые для каждого промыслового сезона (или, что то же самое, средние количества животных одной генерации, добываемых в тот или иной сезон в сумме с добываемыми во все последующие промысловые сезоны). 10-й ряд таблицы показывает, сколько животных данной генерации вместе с их родителями было добыто за рассматриваемые годы. (Надо иметь в виду, что родителями мы считаем всех животных старше рассматриваемой возрастной группы, существовавших в год появления ее на свет).

Число сохранившихся от промысла животных определится, как и в табл. 9, составлением пропорции. Так, для генерации 1958 г. сумма добытых за 5 лет равна 33 507. В среднем за пять первых сезонов добывается: $1151 + 1708 + 3271 + 6512 + 24\ 314 = 36\ 956$ песцов (9-й ряд), а за 9 сезонов — 38 080 животных каждой генерации вместе с их родителями. Следовательно, общая численность песцов 1958 г. равна

$$\frac{38080 \cdot 33507}{36956} = 34526.$$

Учитывая сходство в интенсивностях промысла в 1958 и 1962 г., определяем количество сохранившихся от промысла вторым способом и полу-

Таблица 10

**Численности песцов разных генераций вместе с их родителями в выборках из промысла за
1955/56—1962/63 промысловые сезоны**

	Сезон промысла	<i>n</i>	(1950)	6	(1951)	(1952)	5	(1953)	9,00	(1954)	(1955)	(1956)	43	(1957)	3	(1958)	(1959)	(1960)	π	(1961)	(1962)	
1	1955/56	56	0	2	3,58	4	7,15	5	17,9	10	56	100										
2	1956/57	43	0	0	2,50	3,44	3,83	5,00	17,9	12	4	9,30	43									
3	1957/58	351	0	0	0	0	0,57	4	4,65	2,29	4	4,65										
4	1958/59	378	3	7	1,85	14	10,30	53	14,00	1,14	4	1,14	8	351								
5	1959/60	210	0	1	3,70	3,70	1,90	6	2,86	0,57	0,57	0,57	28									
6	1960/61	519	0	0	0,48	0,48	0,94	1,15	1,15	1,15	1,15	1,15	1,15	32	30	311	378					
7	1961/62	550	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	122	82,30	100						
8	1962/63	265	0	0	0	3	1,13	9	3,40	7,17	1,14	1,14	1,14	36	13,6	19	50	76	150	262	265	
					$\pm 0,65$	$\pm 1,10$	$\pm 0,94$	$\pm 1,56$	$\pm 1,78$	$\pm 1,56$	$\pm 1,40$	$\pm 1,40$	$\pm 1,54$	$\pm 2,40$	$\pm 1,95$	$\pm 2,40$	$\pm 1,96$	$\pm 2,41$	$\pm 2,11$	$\pm 2,41$	$\pm 2,78$	$\pm 0,65$

чаем численность осенью 1958 г. равной 34025 животных. (Табл. 10 составлена с учетом этой особенности).

Под маточным поголовьем следующего года (см. табл. 11) следует понимать разность между численностью песцов к началу промыслового сезона и объемом заготовок, т. е. количество песцов, сохранившихся от промыслового сезона.

Подобные суммирующие таблицы мы составили впервые еще два года тому назад, когда данные о возрастном составе имелись только за шесть лет. Дополняя их поступающими ежегодно данными о возрастном составе добываемых песцов, мы получали некоторые изменения в численностях за одни и те же годы, а особенно — в численностях маточного поголовья. Так, по данным шести лет наблюдений численности маточного поголовья составили: 8600, 11 300, 27 500, 6200, 4500 и 11 000. Теперь же эти численности равны 8500, 11 600, 27 100, 7100, 7600, 13 300, 18 800 и 3800. Заметное изменение численности маточного поголовья отмечено лишь за последние два года. Тогда мы лишь предполагали, что происходит некоторое наращивание численности промыслового стада. Обнаружить это наращивание оказалось возможным только по наблюдениям следующих лет. Точно так же и сейчас мы могли допустить неточность, предполагая, что напряжение промысла в 1958 и в 1962 гг. было одинаковым. Значит, предпромысловая и послепромысловая численности последнего года, возможно, определены неточно. В точности данных, полученных за первые 6 лет, можно не сомневаться. Несомненно также и то, что маточное поголовье к весне 1963 г. оказалось намного ниже, чем за год до этого, что интенсивный промысел резко снизил шансы на высокие заготовки песцовых шкурок в сезон 1963/64 г.

Итак, по табл. 9 и 11 мы получили минимально возможные численности каждой генерации к началу первого промыслового сезона всей опромышляемой части стада. Если теперь разделить численность каждой генерации на численность ее родителей, получим соотношение молодых и взрослых в популяции. Эти величины вписаны в 13-й ряд табл. 11. Из них следует, что в течение 8 лет на каждого взрослого к началу промысла приходилось 0,26—3,94 молодых*. Эти соотношения кажутся значительно более реальными, чем полученные по каждому отдельно взятому промысловому сезону. Для сравнения ниже (14-й ряд) вписаны соотношения молодых и взрослых, рассчитанные из данных по плодовитости, основанных на подсчете пятен в матках взрослых самок. Сопоставление этих двух рядов обнаруживает заметное различие в абсолютных значениях, взятых попарно, но отклонения от средних многолетних попарно совпадают. Высокая плодовитость в 1957 г. совпадает с большим количеством песцов этой генерации, приведшимся на каждого взрослого за годы промысла. Уменьшение числа молодых на одного взрослого против ожидаемого по плодовитости указывает на то, что могла иметь место интенсивная гибель щенков в ранний период жизни.

Полученные конечные результаты расчета по суммирующим таблицам мы назвали минимально возможной численностью генерации и стада. Однако между минимальной и действительной численностью может оказаться значительный разрыв, поэтому возникает вопрос, лучше ли отражают динамику численности наши данные, нежели, скажем, данные заготовок.

Наши данные заметно превышают объем заготовок (в среднем 38 тысяч против 24 тысяч, т. е. на 56%), поэтому их средние значения можно

* Соотношение возрастов для 1962 г. будет уточняться в следующие промысловые сезоны.

Количества песцов разных генераций вместе с их родителями, добытых в

№ п.п.	Сезон промысла	Заготовлено за сезон	а (1950)	б (1951)	в (1952)	г (1953)	д (1954)	е (1955)
1	1955/56	34465	0	1233 ± 800	2466 ± 1185	3086 ± 1313	6186 ± 1960	34465
2	1956/57	24428	0	0	0	0	1136 ± 784	2272 ± 1080
3	1957/58	27877	0	0	0	156 ± 111	312 ± 159	312 ± 159
4	1958/59	26908	212 ± 124	497 ± 187	995 ± 264	2775 ± 420	3770 ± 480	4625 ± 525
5	1959/60	18458	0	0	88 ± 88	352 ± 173	527 ± 214	791 ± 260
6	1960/61	24200	0	0	0	0	0	0
7	1961/62	23000	0	0	0	0	0	44 ± 44
8	1962/63	15200	0	0	0	0	172 ± 99	514 ± 167
9							48	139
10							52731 ± 2180	42861 ± 1250
11							0	0
12							52731	42861
13								2,55
14								
15								

считать более близкими к абсолютной численности, чем сами данные заготовок. Но сопоставление попарно данных нашей таблицы и заготовок обнаруживает, при наличии общего сходства, и существенное различие, поэтому важно выяснить, являются ли эти суммированные данные лучшим показателем изменений численности, т. е. пропорциональны ли они изменениям истинной численности популяции.

Часть животных каждой генерации погибает от разных естественных причин: становится жертвой хищников и болезней, погибает во льдах Арктики, становится добычей охотников в соседних областях в период зимней миграции. Мы не уверены и в том, что весь повышенный отход молодняка происходит до начала промыслового сезона. Является ли число

Таблица 11

промышленных сезонах 1955/56—1962/63 гг.

ж (1956)	з (1957)	и (1958)	к (1959)	л (1960)	м (1961)	н (1962)	Маточ- ное по- оловье
24428							8500
630 ± 217	27877						11600
8675 ± 648	22125 ± 524	26908					27100
966 ± 286	2016 ± 403	2544 ± 440	18458				7100
46 ± 46	327 ± 117	748 ± 177	934 ± 193	24200			7600
44 ± 44	223 ± 94	444 ± 133	850 ± 179	2230 ± 283	23000		13300
1101 ± 240	2079 ± 321	2863 ± 367	4330 ± 423	8560 ± 462	15000 ± 99	15200	3800
313	624	1151	1708	3271	6512	24314	
35790 ± 779	54647 ± 750	33507 ± 615	24572 ± 498	34990 ± 542	38000 ± 99	15200	
+103	+248	+518	+1522	+2490	+3743	+3826	
35893	54895	34025	26094	37480	41743	19026	
3,23	3,75	0,256	2,66	3,94	2,14	0,0138	
5,00	7,10	1,75	4,05	5,75	5,66	1,30	
65%	53%	15%	66%	68%	38%	1%	

всех этих животных, не попадающих в промысел, но входящих в состав популяции, такой величиной, которая может в отдельные годы существенно изменить наши представления о численности, или она пропорциональна полученным нами суммарным величинам? В первом случае опираться на наши суммарные данные в такой же степени рискованно, как и на данные заготовок. Если же обе части популяции, опромышляемая и неопромышляемая, изменяются более или менее пропорционально или же вторая часть меньше изменяется по годам, или она невелика по сравнению с первой, наши суммарные данные о численности можно считать объективными.

О величине этой непромысловой части популяции судить трудно. Один

из путей ее выявления — массовое мечение животных. Результаты мечения, проведенного В. Н. Сдобниковым в 1938—1940 гг. (возврат 31 из 172 меток), наводят на мысль, что непромысловая часть достаточно велика, более чем в 5 раз превосходит промысловую. Однако наши предварительные опыты по мечению самокользывающими петлями дают основания предполагать одно немаловажное обстоятельство, существенно ограничивающее возможность суждения о соотношении количеств помеченных и попадающих в промысел животных по числу возвращенных меток. Какая-то (и, возможно, немалая) часть меток, попавших в руки охотников, оседает у них. Поэтому по возвратам бирок трудно судить, какой процент меченых животных попадает в руки охотников. При автоматическом мечении, как это практикуем мы и ряд научных организаций, получивших наши бирки, некоторая часть животных метится повторно. Сопоставление числа животных, добытых с двумя бирками, с общим числом возвращенных бирок могло бы дать более правильную картину, но для этого надо проводить мечение в большем объеме, чем возможно для нас. Это под силу только заготовительной организации.

Мечение дает возможность более определенно ответить на другой интересующий нас вопрос: какое количество песцов, ушедших из округа, добывается в смежных областях. По нашим данным и наблюдениям В. М. Сдобникова ясно, что до трети ямальских песцов добывается за пределами округа (шкурки их не поступают в заготовительные организации округа). Таким образом, наши представления о численности оказываются заниженными. Но поскольку все наши соображения относительно взаимозависимости между промыслом и численностью мы относим только к округу, и все рекомендации по организации промысла могут быть реализованы только в пределах округа, никакой поправки на промысел ямальских песцов в других областях делать не требуется. Надо только помнить, что производительность угодий, их «емкость» для песца должна быть более высокой, нежели получающаяся при делении полученных нами численностей на площадь норения. Мы не ставили перед собой такой задачи, принимая без каких-либо доказательств, что емкость угодий достаточна для значительно большего количества песцов. Этого вопроса мы коснемся ниже.

Всю ямальскую популяцию песцов можно условно разбить на промысловое стадо и непромысловую часть. В промысловое стадо войдут животные, раньше или позже попадающие в промысел, и все их потомки, т. е. животные, которые учитываются суммирующими таблицами. Непромысловая часть популяции может рассматриваться независимо от промыслового стада, если изменения популяции в целом распределяются пропорционально на ту или другую часть. Непромысловую часть популяции можно не принимать в расчет, помня, однако, что она все-таки существует и, следовательно, занимает некоторую часть территории норения, потребляет часть запасов кормов.

На основании изложенных соображений можно заключить, что если данные промысла отражают численность в первом приближении, то суммированные данные — во втором, следовательно, отражают ее точнее, но не вполне точно. Поскольку у нас нет данных для совершенно точного определения, будем пользоваться нашими данными как величинами абсолютной численности. Они дают широкие возможности для анализа динамики численности и общего состояния популяции, чего не могли дать другие доступные методы исследования. В тех случаях, когда материала для суммирования недостаточно (данные 1—2 лет), следует отказаться от этого показателя и использовать для определения численности формулу, предложенную ранее (Смирнов, 1959).

Численность песцов в округе и заготовки

Средние заготовки песцов за 8 лет составили 24 134 шкурки. Средняя же численность, найденная путем суммирования, равна 38 080. Следовательно, после промысла оставалось от 7 до 27 тысяч маточного поголовья, в среднем — 12 тысяч, в 3 раза меньше предпромысловой численности. Если полагать, что от начала восьмилетия к концу численность существенно не изменилась, значит, ежегодно в результате летнего размножения песцов она возрастала более чем в 3 раза, а промыслом осваивалось около 65% ее.

Как видно из табл. 11, объем заготовок далеко не пропорционален численности поголовья. Естественно, что даже при полном сохранении молодняка к осени количество песцов не может возрасти более чем в 8 раз. Следовательно, численность песцов осенью в первую очередь определяется числом сохранившихся от предыдущего промыслового сезона песцов, и во вторую — интенсивностью размножения. Так как от числа родившихся сохраняется до начала промысла лишь около 50—70% молодняка, то максимальное увеличение численности за лето может быть лишь 4—5-кратным. Если в зависимости от напряжения промысла численность маточного поголовья на протяжении 8 лет изменялась в 4 раза, можно с уверенностью сказать, что роль промысла в динамике численности достаточно велика, и изменением промысла можно резко изменить динамику численности.

Нами пока не выяснены причины изменений интенсивности промысла. Можно только предполагать, что она может увеличиться и от недостатка кормов, в результате чего песцы более охотно идут на приманку, и от возраста промысловых усилий (увеличения числа дней, затрачиваемых охотниками на промысел, или числа охотников), и от интенсивной миграции песцов в южные, более насыщенные охотниками районы. Эти факторы могут действовать как раздельно, так и в совокупности. Так, в годы высокой численности леммингов — 1957 и 1961 — заготовки составили только 51—55% от суммарной численности, а в 1958 и 1959 — годы отсутствия леммингов — добывалось 71—79%. С другой стороны, неблагоприятная погода (образование ледяной корки на снегу) осенью 1961 г. привела к резкому снижению заготовок песца на Гыдане. Песец мигрировал и, по-видимому, в разных направлениях. Меченные на Гыдане песцы попадались и на Ямале, и на Енисее.

Интенсивность добычи молодых и взрослых различна. При прочих равных условиях естественно было бы ожидать более высоких заготовок в год обилия молодняка, однако промысел взрослых наиболее интенсивен в годы плохого размножения. По-видимому, уровень заготовок имеет тенденцию к относительному постоянству, и в годы низкой численности опромышление стада усиливается (табл. 12). Оказывается, степень опромышления взрослых ниже, но меняется значительно интенсивнее, чем молодых.

Таблица

Степень опромышления молодых и взрослых песцов в разные промысловые сезоны, %

Возраст	1954/55	1955/56	1956/57	1957/58	1958/59	1959/60	1960/61	1961/62	1962/63
Молодняк	—	91,2	80,8	63,0	68,0	83,8	77,8	73,0	68,0
Взрослые	—	52,3	26,8	5,5	81,6	35,7	12,3	17,0	80,0
Все стадо	77,3	80,4	68,2	50,9	79,0	70,7	64,5	55,1	80,0

Увеличение добычи молодняка и взрослых совпадает. О напряжении промысла в равной мере можно судить как по молодым, так и по взрослым животным, но при равной степени опромышления взрослых процент опромышления всего стада возрастает, если молодняка в нем много, и снижается, если его мало.

Соотношение молодых и взрослых в промысле зависит от разной плодовитости и выживаемости молодых по годам, поэтому степень избыточного опромышления молодняка в сравнении с опромышлением взрослых мы выражаем с учетом уровня прироста поголовья. Более высокую по сравнению со взрослыми уловистость молодняка выразим, разделив возрастные соотношения в промысле на возрастные соотношения в стаде (табл. 13).

Таблица 13

Зависимость перепромысла молодняка от степени опромышления взрослых

Показатель	1955/56	1956/57	1957/58	1958/59	1959/60	1960/61	1961/62	1962/63
Взрослые в промысле (B), %	17,9	9,3	2,26	82,2	13,8	3,86	9,7	98,7
Взрослые в стаде (A), %	27,6	23,0	21,3	79,6	27,3	20,2	31,8	98,6
Показатель перепромысла (B:A)	0,65	0,40	0,11	1,03	0,50	0,19	0,30	1,00
Опромышление взрослых, %	52,3	26,8	5,5	81,6	35,7	12,3	17,0	80,0

Если эту величину сравнивать со степенью опромышления взрослых, то проявляется четкая обратная зависимость одной величины от другой. Эта зависимость может быть выражена аллометрическим уравнением

$$y = 37,89x^{-0,826}.$$

Тесная связь аллометрического характера между уровнем опромышления взрослых животных и степенью перепромысла молодняка подтверждается вычисленным нами дополнительно коэффициентом корреляции ($r = -0,998$). Аллометрический показатель $-0,826$ можно считать близким к -1 , поэтому в целях упрощения эту зависимость можно представить в виде асимптотической гиперболы. Таким образом, выбирая несколько менее точное, но более удобное для дальнейшей обработки выражение этой зависимости, можно записать ее формулой

$$y = \frac{68,6}{x},$$

где коэффициент 68,6 является средним арифметическим из попарных произведений полученного показателя перепромысла на степень опромышления взрослых, а средняя квадратическая ошибка его равна $\pm 3,8$. Однако при анализе тех или иных корреляционных связей удобнее иметь дело с зависимостями, выраженными прямой линией. Гипербола обращается в прямую линию, если одну из переменных заменить на обратную ей, т. е. разделить единицу на эту величину. В нашем примере вместо числа молодых, приходящихся на каждого взрослого I , можно в качестве обратной величины взять число взрослых, приходящееся на сотню животных всех возрастов $\frac{1}{I} 100$, т. е. определять процент взрослых в промысле B и в стаде A и их отношение сопоставлять с процентом взрослых, добытых от общего количества их в стаде. Это отношение даст величину, обратную пока-

зателю перепромысла молодняка. Такая форма выражения перепромысла как увидим ниже, удобнее прямого показателя.

Если прямой показатель перепромысла молодняка с изменением опромышления взрослых от 5,5 до 81,6% изменяется от 9 до 1 (даже несколько меньше), то обратный показатель изменяется от 0,106 до 1,03. Эта зависимость показана на рис. 4, где по оси ординат откладывается обратный показатель перепромысла молодняка, а по оси абсцисс — степень опромышления взрослых. По расположению точек на графике видно, насколько тесна эта связь. Линейность связи указывает на постоянную на протяжении всех восьми лет повышенную уловистость молодняка. И в то же время показатель перепромысла молодняка снижается по мере опромышления стада даже на протяжении одного промыслового сезона. Объяснить это кажущееся противоречие легко, исходя из положения, что вероятность попадания каждого молодого в промысел в постоянное число раз выше вероятности попадания каждого взрослого на протяжении промыслового сезона и во все сезоны.

Условно разобъем весь промысловый сезон на интервалы с одинаковым процентом опромышления взрослых. Допустим, что за каждый интервал добывается 1% имеющихся в стаде взрослых и 4% — молодых. Тогда за девятый интервал будет добыто 0,92% от предпромысловой численности взрослых и 2,88% — молодых, а за четырнадцатый интервал — 0,88 и 2,35%. В ходе промысла на каждого взрослого будет добываться все меньшее число молодых. Это уменьшение скажется на суммарных результатах промысла. За первые девять интервалов будет добыто 8,65% взрослых и 30,75% молодых, а за четырнадцать интервалов — 13,13 и 43,53%. Соотношение молодых и взрослых в промысле в первом случае будет равно 3,56 : 1, а во втором — 3,3 : 1. Когда будет добыто 37% взрослых, то молодых 83% (2,24 : 1), а при добыче 50% взрослых — 95% молодых (1,9 : 1) против первоначального соотношения 4 : 1).

Эта схема может быть проиллюстрирована конкретным материалом. За сезон 1958/59 г. нами получено 100 черепов с точно датированным временем добычи, пронумерованных в хронологическом порядке. Молодняка в этот сезон было очень мало. Молодыми оказались следующие номера этой серии: в ноябре — 2, 4, 7, 9, 10, 13; в декабре — 20, 22, 28, 30; в январе — 38; в феврале молодых не попадало; в марте — 82. К моменту добычи каждого молодого вычислен процент взрослых среди добытых: 50, 50, 57, 55, 50, 54, 65, 64, 68, 67, 71 и 85%. Совершенно ясно увеличение процента взрослых в ходе промысла и уменьшение молодняка от 50% в начале сезона до 12% к концу марта, когда был закончен сбор этой сотни черепов. Такая картина наблюдается и в другие годы. В сезон 1959/1960 г. за ноябрь — декабрь получено 114 черепов, из них 9 (7,9%) — взрослых;

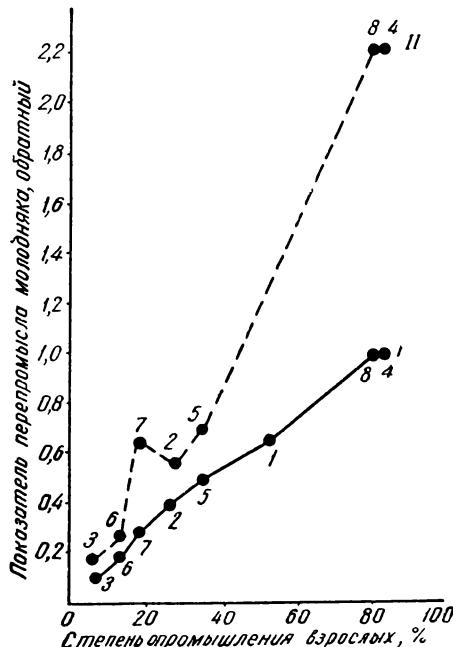


Рис. 4. Зависимость степени перепромысла молодняка от уровня опромышления взрослых песцов.

I — по данным суммирующей таблицы; II — по данным плодовитости; 1—8 — сезоны промысла.

за январь из 14 черепов оказалось 2 (14,3%) взрослых; за февраль из 22 взрослыми оказалось 6 (27,3%), а за март из 25 — 12 (48%). В сезон 1960/1961 г. за декабрь поступило 10 взрослых из 347 (2,88%), за январь — 4 из 156 (3,9%) и за февраль — 2 взрослых из 28 (7,15%). Таким образом, в любой сезон от начала к концу его заметно увеличение процента взрослых среди добываемых охотниками песцов. Эта величина по мере усиления промысла будет приближаться к проценту взрослых во всем стаде, но достигнет его лишь при условии поголовного истребления всего стада. Лишь в этом случае перепромысла молодняка не будет, показатель перепромысла молодняка, и прямой, и обратный, будет равен единице. Такой же результат дает суммирование промысла за несколько лет.

Положение точки на нашем графике фиксируется в момент прекращения промысла, и степень удаления ее от начала координат зависит от уровня опромышления популяции за весь сезон. Чем интенсивнее опромышление, тем больший путь пройдет точка. Наложение на график точек, полученных за 8 промысловых сезонов с разными уровнями опромышления популяции, показывает направление движения каждой точки, путь, который она прошла, прежде чем положение ее было зафиксировано на графике окончанием промыслового сезона. Поскольку точки лежат в непосредственной близости от общей для них прямой и отклонения от этой прямой незначительны, можно считать, что, во-первых, повышенная уловистость молодняка в разные годы существенно не менялась, а, во-вторых, соотношение возрастов и вся динамика возрастной структуры, если и испытывали изменения за счет не учтенных нами причин (смертность, уход животных в другие места обитания), то лишь в той мере, в какой точки на графике отклоняются от общей для них линии. В основе описанного здесь приема оценки связи между степенью перепромысла молодняка и уровнем опромышления взрослых лежит уже знакомая нам по второй главе закономерность: количества животных, добываемых в последовательные промежутки времени на единицу промыслового усилия, убывают в геометрической прогрессии. Однако, если там промысловое усилие выражалось постоянной величиной (добыча животных на 100 ловушко-суток), то определить, какое промысловое усилие затрачено на добычу песцов за каждый месяц промысла, мы не в состоянии. Различно и число охотников, занятых на промысле, и число дней, благоприятствующих промыслу, и, наконец, эффективность способа отлова вплоть до смены способов в разное время года и в разные годы. Поэтому приходится сопоставлять уже не число добытых животных на стандартное промысловое усилие, а темп, в каком изменяется соотношение разных категорий животных при неизвестном промысловом усилии, но поддающемся учету количестве добытых животных. И если на место старых и молодых песцов подставить из табл. 6, к примеру, красную полевку и сумму всех остальных добытых грызунов, то нетрудно заметить, что процент красных полевок в добыче за последовательный ряд дней тоже изменяется: если в первый день отлова красные полевки составляют 45,5%, то во второй — 41,4%. Здесь тоже имеет место избирательность добычи красных полевок по сравнению со всеми остальными видами.

При обилии черепного материала, хорошо датированного и сопровождаемого указанием объема заготовок к моменту взятия каждой пробы, могли бы выявиться некоторые неслучайные отклонения этой связи между обратным показателем перепромысла и степенью опромышления взрослых, отражающие такие явления, как приток в зону промысла «свежих» песцов с иным возрастным составом или, наоборот, исчезновение из популяции молодняка непропорционально усилию промысла. Такие особенности динамики численности могут осветить некоторые важные стороны биологии

песца (роль эпизоотий, миграции). Наши данные пока не дают материала, достаточного для такой оценки.

Мы пришли к выводу, что чем меньше степень опромышленения стада, тем больше диспропорция между соотношением возрастов в промысле и в стаде. Это положение может быть рассмотрено и в обратном порядке: диспропорция между возрастными соотношениями в промысле и в стаде может служить показателем того, насколько освоено промыслом стадо. Иначе говоря, в процессе промысла можно определять, какая часть поголовья изъята, а зная абсолютную величину ее, определить численность стада.

Для подобного контроля необходимо, чтобы в сравнительно короткий срок черепа добытых песцов поступали на определение возраста. Возрастной состав всего стада мы определяем суммированием данных за несколько промысловских сезонов, т. е. несколько лет спустя после интересующего нас промыслового сезона. В данном же случае состав стада можно определять по плодовитости, путем подсчета темных пятен — следов беременности в матках размножавшихся самок, добываемых в сезон промысла. При этом надо иметь в виду, что данные по плодовитости выше, чем данные по соотношению возрастов, получаемые из суммирующей таблицы. Разумеется, смертность молодняка может в разные годы заметно отклоняться от средней многолетней, поэтому результаты такого анализа и не могут дать высокой согласованности с построенным нами графиком. В табл. 14 рассчитаны эти величины. На графике (см. рис. 4) они нанесены в виде пунктирной линии.

Таблица 14

**Зависимость степени перепромысла молодняка от уровня опромышления взрослых
(возрастной состав перед промыслом определен по плодовитости самок)**

Показатель	1955/56	1956/57	1957/58	1958/59	1959/60	1960/61	1961/62	1962/63
Взрослые в промысле (B), %	17,9	9,3	2,26	82,2	13,8	3,86	9,7	98,7
Плодовитость самок, (A_0), %	—	16,66	12,35	36,4	19,8	14,8	15,0	43,5
Обратный показатель перепромысла	—	0,558	0,185	2,26	0,696	0,26	0,65	2,24
Опромышление взрос- лых, %	52,3	26,8	5,5	81,6	35,7	12,3	17,0	80,0

Анализируя приведенные данные, надо учитывать и то обстоятельство, что при небольшом количестве самок, бравшихся для определения плодовитости, случайная ошибка в определении числа молодых и взрослых в стаде может достигать сравнительно больших значений. Вскрытие нескольких десятков самок за сезон позволит определять плодовитость надежнее, поэтому, надо полагать, при использовании этого приема для контроля над изменениями численности в ходе промысла можно добиться более высокой чувствительности к этим изменениям. И если точка, полученная на графике по данным седьмого промыслового сезона, лежит значительно выше ряда, образованного остальными 6 точками, можно считать это отклонение случайным (попадание в выборку непропорционально большого числа наиболее плодовитых самок, отсутствие в выборке прохолоставших самок и т. д.). Остальные же 6 точек расположены по линии, близкой к прямой, что указывает на наличие четкой коррелятивной связи между взятыми двумя показателями.

Совершенно очевиден сдвиг второй, пунктирной линии вверх по отношению к первой, сплошной линии этого графика, вызванный тем, что либо процент взрослых в промысле B непропорционально завышен, либо про-

цент взрослых в стаде, ожидаемый по данным размножения, примерно в два раза занижен. Вероятнее предположить второе. Предпромысловая смертность молодняка и приводит к тому, что, судя по нашему графику, создается впечатление, что уже при добыче 50% взрослых обратный показатель перепромысла равен единице, когда ему следовало быть близким к 0,5—0,6.

Если у исследователя будут данные о возрастном составе в промысле и о плодовитости, по обратному показателю перепромысла молодняка можно найти примерное значение процента добывших взрослых, используя наш график в качестве градуировочного. Из приведенного выше примера изменения частоты встреч молодых песцов в ходе промысла видно, что уже к январю 1960 г. превышение промысла молодняка снизилось по сравнению с ноябрем примерно в два раза, так что численность взрослых тоже можно было считать уменьшенной промыслом примерно наполовину.

Ранее мы условно приняли, что зависимость между прямым показателем перепромысла и опромыщлением взрослых гиперболическая, хотя связь эта и оказывается более сложной. Нетрудно заметить, что первые шесть точек на рис. 4 лежат не на прямой линии: скорость увеличения показателя перепромысла молодняка сначала нарастает быстро, а после того, как будет добыто 20—30% взрослых, — уменьшается. Судя по кривизне сплошной линии на этом участке, можно было ожидать, что продолжение ее пересечет точку графика с координатами 100; 1. Однако две крайние правые точки, 4 и 8, резко уклоняются вверх, и степень перепромысла молодняка, равная единице, наблюдается при 80-процентном опромыщлении взрослых. Можно полагать, что отклонение этих двух точек вызвано не случайным фактором, а чем-то существенным. В оба эти года была исключительно низкая плодовитость за счет прохолостания почти всех годовых самок. Численность же молодняка по суммирующей таблице для генерации 1958 г. оказалась еще в семь раз ниже, чем можно было ожидать. Такая же диспропорция наблюдается и в генерации 1962 г. Вместо ожидаемого перепромысла молодняка обнаруживается совершенно очевидный недостаток его среди добывших за первый же сезон. Судя по плодовитости, можно было ожидать добычи по меньшей мере 1,3 молодых на каждого взрослого, а в пробе объемом в 256 черепов оказалось только 3 молодых. Если даже соотношение молодняка генерации 1962 г. и их родителей не считать окончательным, то можно говорить с определенностью, что в 1958 г. наблюдалась явная недостача молодняка. Это явление нельзя объяснить недостаточным опромыщлением молодняка: именно на примере этого года мы показали выше, как из месяца в месяц на протяжении всего промыслового сезона процент молодняка среди добываемых закономерно снижался, что явно указывает на избирательность его промысла. Семикратную по сравнению с ожидаемым недостачу молодняка генерации 1958 г., а также 1962 г. можно объяснить тем, что это были годы затухания прошедшей в округе эпизоотии дикования. В 1958 г. молодняк был заражен вирусом дикования в несколько раз сильнее, чем взрослые песцы. Не вдаваясь здесь в детали, можно в общих чертах объяснить дефицит молодняка тем, что на исходе эпизоотии, когда взрослые особи благополучно миновали опасный для них период, вновь появившийся молодняк интенсивно гибнет, и истинное соотношение молодых и взрослых в стаде к началу промысла далеко не соответствует соотношению, ожидаемому на основании данных о плодовитости; даже в течение промыслового сезона имеет место не только избыточный отлов молодых, но и более высокая, чем у взрослых, смертность от эпизоотии.

Полагаем, что обратный показатель перепромысла молодняка и в будущем позволит обнаружить резкие отклонения от нормы в годы, когда будут

вспышки эпизоотии. Численность промыслового стада, определенная через этот показатель, окажется резко заниженной. Тем не менее, хотя очень высокий обратный показатель перепромысла и может иметь двоякое истолкование (низкая численность промыслового стада, либо высокая смертность молодняка), для практического регулирования промысла, определения возможного объема заготовок в том и в другом случае он будет являться сигналом, предупреждающим о необходимости ограничить промысел для сохранения маточного поголовья. Такой контроль над степенью опромышления стада, практически вполне осуществимый в условиях Ямalo-Ненецкого национального округа, если он будет организован, позволит спланировать объем заготовок так, чтобы исключить возможность перепромысла маточного поголовья, добиться закономерного увеличения численности, а следовательно, и объема заготовок в многолетнем плане. Согласие Главохоты и Госплана РСФСР на проведение перечисленных учетных работ в округе и на ограничение промысла в неблагоприятные для песца годы дает основания думать, что в ближайшие 3—5 лет будет достигнуто устойчивое увеличение заготовок в полтора-два раза.

Возрастные соотношения в промысле мы определяли по возрастному составу исследованных проб, принимая их приблизительно равными. Как видно из табл. 9 и 11, для некоторых возрастных групп отдельных сезонов промысла ошибки оказываются довольно большими, того же порядка, что и численность самих этих групп. Это заметно для редко встречающихся возрастов и для сезонов, когда черепов было собрано мало. Суммирование данных ряда лет дает общую численность промыслового стада. Ошибки этих суммарных величин не превышают 3% даже в тех случаях, когда пробы черепов, взятых для определения возраста, были малочисленными, так как в первой заполненной графе каждого столбца стоит количество добывших за сезон животных всех возрастов — величина, не содержащая ошибки.

Для чисел, являющихся исходными при построении графика связи между процентом опромышления взрослых и диспропорцией опромышления молодняка, при анализе их статистических ошибок приходится прибегать к приему деления одних вероятностных величин на другие. То же самое можно сказать и об определении численности песца способом, предложенным ранее (Смирнов, 1959) по формуле

$$N_0 = N_{\text{пр}} I_0 \frac{I_{\text{пр}} - I_1}{I_{\text{пр}} (I_0 - I_1)}.$$

И здесь I_0 , $I_{\text{пр}}$ и I_1 содержат статистическую ошибку, приводящую к неточному определению предпромысловой численности. Вычислить же величину этой ошибки известными в статистике приемами не представляется возможным. В приведенной формуле есть две операции вычитания, две — умножения и одна — деления. При всем этом здесь только 3 независимых случайных величины. Число действий с этими случайными величинами можно уменьшить, если формулу представить в ином виде, заменив I_0 на $\frac{1}{A}$, $I_{\text{пр}}$ на $\frac{1}{B}$ и I_1 на $\frac{1}{C}$. Тогда формула будет выглядеть:

$$N_0 = N_{\text{пр}} \frac{C - B}{C - A}.$$

Здесь требуется только две операции вычитания и одна — деления. Грубо можно оценить доверительные пределы итога, если в формулу подставлять значения A , B и C с добавлением или вычитанием их ошибок, при этом истинное значение A будет лишь с вероятностью в 68% укладываться в полученных нами пределах $A \pm m_A$. Величины B и C будут иметь такую же

вероятность оказаться в пределах плюс-минус одной ошибки. Результат подстановки в формулу будет максимальным, если величины A и B будут взяты с отрицательной ошибкой, а величина C — с положительной. Но вероятность, что численность будет за пределами этих крайних значений, окажется равной приблизительно $\left(\frac{16}{100}\right)^3$ или 0,4%, т. е. вероятность как максимального, так и минимального значений численности очень мала.

Наши сборы черепов за семь лет нельзя считать точно отражающими возрастной состав в промысле: они проводились не повсеместно, а лишь из 1—3 пунктов округа, и характеризуют лишь ту или иную часть промыслового сезона. Определенная нами плодовитость песцов за эти годы также не может с уверенностью переноситься на все промысловое стадо. Поэтому нам кажется нерациональным определять истинные доверительные пределы для полученной плодовитости. Можно принять условно, что плодовитость популяции в рассматриваемые годы была именно такой, как получилась на нашем ограниченном материале, а данные по возрастному составу добывавшихся в округе песцов не заключают систематических ошибок, вызванных ограниченностью сроков и числа пунктов сбора материала. При таком условии попытаемся сравнить данные о численности, полученные из суммирующей таблицы, с полученными по формуле (по изменению возрастных соотношений в результате воздействия одного промыслового сезона).

В табл. 15 сведены данные по плодовитости A и по возрастным соотношениям добываемых песцов B и сохраняющихся от промысла C . Плодовитость мы приравниваем к возрастному составу перед промыслом (число взрослых в долях к общему количеству животных). В такой же форме выражены промысловые и послепромысловые возрастные соотношения, но для этих двух показателей даны не средние значения, а доверительные пределы при 68-процентной достоверности.

Таблица 15

Доверительные пределы численностей песца, определенных по изменениям возрастного состава в процессе промысла

Годы	A	B	C	N_0
1955	0,200*	0,128—0,230	0,250—0,750	14000—84000
1956	0,167	0,487—0,137	0,320—0,680	26000—43000
1957	0,123	0,015—0,031	0,364—0,420	37000—40000
1958	0,364	0,803—0,840	0,720—0,870	Меньше 3500
1959	0,198	0,114—0,162	0,197—0,402	Больше 21700
1960	0,148	0,031—0,047	0,220—0,340	37000—62000
1961	0,150	0,083—0,112	0,543—0,603	25000—27000
1962	0,435	0,984—0,996	—	—

* Среднее из данных следующих семи лет.

Представляя эти крайние значения двух последних показателей B и C в формулу, получаем четыре значения численности песцов в этом году. Крайние значения их близки к 90—95-процентным доверительным пределам. В табл. 15 приводятся только эти крайние значения предпромысловой численности. Следует указать, что при таком расчете могут получаться и отрицательные величины: в 1958 г. разность $C—B$ отрицательна, если взято минимальное значение C . В 1959 г. минимальное значение величины C равно величине A , разность $C—A$ оказывается равной нулю, поэтому в двух вариантах расчета численность оказывается бесконечной величиной. В эти два года можно с некоторой определенностью говорить в одном

случае только о максимальном, в другом — о минимальном доверительном пределе.

Расхождения между минимальными и максимальными значениями численностей в остальные 5 лет еще достаточно велики. Уменьшить их можно лишь увеличивая объем выборок. Имеет также значение, насколько различаются исходные показатели. Если величины A и C , либо B и C , попарно различаются на очень небольшую величину, доверительные пределы расходятся. Если же различия между ними больше, то доверительные пределы сближаются и для достижения потребной точности достаточно проб меньшего объема.

Как и при любом учете численности, основанном на выборочных наблюдениях, точность зависит от объема выборок.

Величины статистических ошибок можно было бы найти посредством параллельных определений численности, но это потребовало бы значительного увеличения объема учетных работ. Можно составить представление о точности той или иной методики, сравнивая ее результаты с результатами, полученными другим методом, точность которого известна заранее.

Как мы ранее убедились, посредством подсчета нор, их занятости и числа щенков в каждой норе В. Д. Скробову не удалось определить численность с точностью, достаточной для проверки наших данных. Наши данные о численности, полученные по суммирующей таблице, имеют весьма небольшие величины статистических ошибок, но они верны при условии, что колебания непромысловой части популяции не имеют резких расхождений с изменениями в промысловом стаде. Нельзя считать бесспорно выполненным также требование о необходимости пропорционального поступления материала из всех пунктов промысла и за весь промысловый сезон; однако это требование выполнялось в равной мере как для составления суммирующей таблицы, так и для расчетов численности по изменениям возрастной структуры. Поэтому мы считаем возможным дать взаимную оценку надежности того и другого способа путем попарного сопоставления полученных параллельных данных. В табл. 16 сопоставлены численности, полученные этими двумя способами, и объемы заготовок песцовых шкурок в округе.

Таблица 16

Численности песцов в Ямalo-Ненецком национальном округе, полученные двумя способами, и заготовки за период с 1955 по 1961 гг.

Показатель	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
Численность по суммирующей таблице по изменениям возрастной структуры . . .	42900 (14000—84000)	35900 (26000—43000)	54900 (37000—40000)	34000 (Меньше 3500)	26100 (Больше 21700)	37500 (37000—62000)	41700 (25000—27000)
Заготовлено за сезон	34465	24428	27877	26908	18458	24200	23000

В этой таблице мы определили численности по изменениям возрастной структуры не прямо по формуле, а взяли средние из полученных четырех сочетаний показателей C и B с прибавлением или вычетом их статистической ошибки. Ниже вписаны полученные из табл. 15 доверительные пределы. Не имея данных о плодовитости за 1955 г., мы взяли для расчета

среднюю из плодовитостей последующих семи лет. Если первый из показателей, A , изменялся за 7 лет не очень резко, от 0,123 до 0,364, то вычисленная нами средняя не должна быть резко отличающейся от неизвестной нам истинной плодовитости. По возрастным соотношениям в стаде, полученным из суммирующей таблицы, видно, что плодовитости в 1955 и 1959 гг. могли быть равными. Полученный средний показатель и получился равным показателю 1959 г. Что касается показателя послепромысловой возрастной структуры в 1962 г., то его пределы мы даже предположительно не можем считать близкими к средним семилетним. Этот показатель нельзя проверить, ибо никаких, даже косвенных данных о нем пока нет. Он будет известен только по добыче следующего промыслового сезона, не раньше осени 1963 г.

Из табл. 16 видно, что между этими двумя категориями численностей в трех случаях (1955, 1956, 1959 гг.) расхождение не превышает 4000. В 1960 г. разница составляла почти 11 000, но если принять в расчет широкий доверительный интервал возможной численности при определении ее по изменениям возрастной структуры, а вместе с тем и возможность получения более высокой численности по суммирующей таблице при условии, что в будущие годы может попасть в промысел несколько больше животных, чем мы вычислили, это различие никак нельзя считать существенным. Однако чтобы повысить точность данных и сократить доверительный интервал, необходимо было бы собрать большее количество черепов для анализа возрастной структуры.

В 1957, 1958 и 1961 г. сравниваемые значения численностей различаются уже весьма существенно. Во всех трех случаях по изменениям возрастной структуры численность получается более низкой, чем в результате расчета по суммирующей таблице: в 1957 г. на 30, в 1961 г.— на 38%, а в 1958 г. численность по нашей формуле вообще не определяется, среди добывших за весь промысловый сезон молодняка оказалось меньше, чем могло быть в стаде по данным размножения. Для 1962 г. заранее можно сказать, что получится то же самое, что и в 1958 г. Молодых песцов ловится тоже непропорционально мало.

Итак, только 4 года из 7 дают сходные показатели численности при определении ее двумя разными способами. Отклонения в меньшую сторону в три остальных года заставляют думать, что расхождение получено за счет вычисления по формуле. Некоторую ясность в этот вопрос может внести оценка полученных отклонений с учетом состояния популяции песца. В сезоны 1957/58 и 1961/62 гг. на всей территории обитания песца в Ямало-Ненецком округе наблюдалась эпизоотия дикования. Если в среднем число выживших молодых песцов составляет 44,7% (табл. 9), то в годы, когда полученные двумя способами данные о численности существенно не различаются, выживаемость составляет 65—68%; в 1957 г. она составила 53, в 1961—38, а в 1958 и 1962—15 и 1%. Значит, чем больше предпромысловый отход молодняка, тем больше и расхождение между численностью по суммирующей таблице и по изменениям возрастной структуры. Этого и следовало ожидать. Ведь мы определяем предпромысловую возрастную структуру по плодовитости, и чем больше смертность молодняка, тем больше ошибка в определении показателя A (процент взрослых в стаде перед началом промысла). Он получается ниже истинного значения, разность $C-A$ завышается, а поскольку эта разность стоит в знаменателе, результат расчета по формуле получается заниженным.

В округе разгар дикования был зимой 1957/58 и 1961/62 гг. Однако совершенно несопоставимые результаты параллельных определений численности получаются не в годы разгара эпизоотии, а в следующий за эпизоотией год — тогда предпромысловый отход молодняка оказывается наи-

более высоким. Исследования, проведенные сотрудником Института биологии Уральского филиала АН СССР Л. М. Сюзюмовой, показывают, что если в год интенсивной эпизоотии зараженность вирусом у молодых и взрослых примерно одинакова, то в следующий год молодняк оказывается зараженным в 8 раз интенсивнее, чем взрослые. Хотя на этой стадии эпизоотии становится мало заметной и наблюдения в природе могут привести к выводу об относительном благополучии популяции, такая дифференцированная восприимчивость молодняка к вирусу может резко изменить возрастной состав стада. Пропорциональная по возрастам смертность песцов в первый год эпизоотии возрастных соотношений не изменит и, как уже говорилось выше, не может повлиять на оценку численности промысловой части популяции. Правда, в такой год непромысловая часть, которую мы не вычисляем, окажется увеличенной за счет пропорциональной возрастным соотношениям гибели песцов из промыслового стада. Мы попытались хотя бы приближенно определить количество песцов, погибающих от дикования и не попадающих в промысел (часть погибших зимой песцов подбирается охотниками и шкурки их поступают в заготовки). Летом 1962 г. при проведении полевых исследований на полуостровах Ямал, Гыдан, Явай и о-ве Шокальского нами было найдено 11 трупов песцов, погибших, надо полагать, от дикования предыдущей зимой. Принимая в расчет осмотренную нами площадь, можно считать, что общее число рассредоточенных по тундре трупов песцов составляет 3—6 тысяч. При промысловом стаде в 1961 г. 41 тысяча эту величину отхода можно не считать существенной.

Итак, из двух рассмотренных методов определения численности один, основанный на суммировании песцов, добытых за ряд лет, более точен, второй же — по изменениям возрастного состава, хотя и менее точен, позволяет получить данные о численности раньше. Нарушения, наблюдавшиеся при использовании последним методом, проявляются в годы, неблагополучные в эпизоотическом отношении, и их можно предвидеть, зная эпизоотическую ситуацию. Если этот метод использовать для упорядочения планирования объема заготовок, занижение данных численности пойдет не в ущерб поставленной задаче: ограничение промысла в равной мере необходимо как при низкой численности, так и при вспышке дикования.

Вообще, метод суммирования должен быть более точным хотя бы потому, что число данных, используемых в нем, неизбежно должно быть больше. При достаточно большом числе ежегодно поступающих на определение возраста черепов можно было бы с высокой точностью определять численность по сумме данных, полученных только лишь за 1—2 месяца начала промыслового сезона, даже без исследования плодовитости. В этом случае степень перепромысла молодняка останется неизвестной. Поскольку возрастные соотношения в ходе промысла меняются, их вариации при добыче того или иного количества животных позволяют определить численность с точностью, зависящей от количества поступивших на анализ черепов. А поскольку будет проводиться только анализ промыслового стада, и только в период промысла, предпромысловая смертность молодняка никак не отразится на результатах. Мы не рассматриваем этот вариант более детально в связи с потребностью в большом количестве черепов ежемесячно и в данных о ходе заготовок ежемесячно же. Пока это выполнить по ряду причин невозможно. Практически придется для начала ограничиваться сбorem черепов без указания точного времени добычи.

Все изложенное позволяет считать, что учет численности промыслового стада песца в Ямало-Ненецком национальном округе вполне надежно может проводиться посредством анализа возрастной структуры добываемых животных. При помесячной текущей оценке численности, вычисляя степени перепромысла молодняка и используя градуировочный график, можно

контролировать изменения численности в течение всего промыслового сезона. По данным предпромысловых и послепромысловых возрастных соотношений численность определяется более точно, особенно если черепов будет собираться ежегодно по 2—3 тысячи. Для окончательной оценки правильности полученных ранее данных о численности следует составлять суммирующие таблицы. Для этих трех этапов контроля над изменениями численности потребуется один и тот же материал, собрать который несложно.

Вся работа по определению численности сводится к следующему.

1. Сбор материала. В течение всего сезона от охотников во всех пунктах промысла собирают черепа песцов —2—3 тысячи за сезон. В каждом пункте должно быть заготовлено ежемесячно около 10% от общего числа добывших. Нужно также собрать по несколько десятков тушек взрослых самок. Собранные черепа и тушки взрослых самок нужно отправлять для анализа по мере их поступления, но не реже 1 раза в месяц. Указывать, какое количество шкурок заготовлено к моменту сбора материала.

2. Анализ возрастного состава и плодовитости. В Салехарде в системе Рыболовпотребсоюза должен быть подготовлен охотовед, освоивший определение возраста песцов и числа пятачков в матках тушек самок.

3. Определение численности промыслового поголовья и степени опромышления стада. С началом промысла вычисляется показатель C , соотношение животных второго года жизни и более старых (их родителей). Число родителей для группы годовалых выражается в долях от общего числа взрослых. Из данных предыдущего промыслового сезона берется показатель плодовитости, вычисляется, какую часть стада должны были составить родители (показатель A , получаемый делением удвоенного числа обследованных самок на сумму количества обнаруженных у них пятачков с удвоенным числом самок). Вычисляется также показатель B — доля взрослых среди добывших. Численность в начале предыдущего промыслового сезона равна

$$N_0 = N_{\text{пр}} \frac{C - B}{C - A},$$

где $N_{\text{пр}}$ — число заготовленных за этот сезон песцов.

Вычитая из N_0 величину $N_{\text{пр}}$ получают численность маточного поголовья, а умножив ее на показатель плодовитости за текущий промысловый сезон A , находят численность к началу текущего промыслового сезона. Таким образом, накапливаемые за каждый сезон данные пойдут для определения численности в следующем промысловом сезоне; они будут реализованы только по получении данных о плодовитости и возрастном составе в начале промыслового сезона. Если же необходимо иметь хотя бы приблизительные данные до начала промыслового сезона, их можно получить, только отстреляв летом несколько десятков взрослых песцов, в том числе и самок, для определения возрастного состава и плодовитости. Небольшое число отстрелянных приведет к получению искомой численности с широкими доверительными пределами, поэтому с началом промысла необходимо будет уточнять эти данные на более обширном материале.

По каждой партии черепов вычисляются возрастные соотношения молодых и взрослых, а также годовалых и старых. Результаты расчета умножаются на число песцов, добытых в том пункте и за тот период, когда собирались черепа. Полученные таким образом численности добывших животных разных возрастов из разных мест суммируются и сумма делится на общее число заготовленных во всех пунктах шкурок. За каждый последующий месяц промыслового сезона эта работа повторяется с суммированием раздельно по пунктам сбора всех данных, накопленных с начала промыслового сезона.

Для текущего контроля за состоянием промыслового стада определяется изложенным выше способом степень перепромысла молодняка. Уровень опромышления взрослых можно определить, пользуясь градуировочным графиком. По мере накопления данных в последующие годы этот график будет более детализован. Поскольку эти данные используются для текущего контроля, можно обратный показатель перепромысла переводить в степень опромышления взрослых, умножив его на 100. Надо иметь в виду, что при нормальном опромышлении, не приводящем к депрессии численности, добывается около 40% взрослых (обратный показатель перепромысла при этом 0,4—0,5).

Последний этап учетных работ — составление суммирующих таблиц. Поскольку нами эти таблицы уже составлены за 8 лет, в следующие годы в конце промыслового сезона нужно только полученные данные вписать в новую строку каждой из четырех таблиц. При этом потребуется каждый раз заново производить подсчеты во всех итоговых строках табл. 9 и 11. Всякие новые данные будут изменять, хотя бы незначительно, те величины, по которым определяется число сохранившихся от промысла песцов, и за счет этих данных уточняются сведения о численности песцов за предыдущие 2—3 года.

Мы дали здесь не только описание, но и, по возможности, обоснование методики, поэтому подчас приходилось прибегать к сравнительно сложным математическим выкладкам. Сознательный творческий подход к выполнению той или иной исследовательской работы при определенном минимуме теоретических знаний, в том числе и по математической статистике — залог успеха, а слепое выполнение работы по любой предложенной инструкции может иногда дать и совершенно нежелательные, неверные результаты.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Применение математико-статистических приемов обработки экспериментальных данных позволяет оценить точность того или иного метода определения численности, выявить величины статистических ошибок, присущих всем методам учета и зависящих от точности самого метода и от объема проводимых учетных работ. Неизбежность статистических ошибок заключена в самом способе получения информации о численности, способе взятия ограниченных выборок из обширной генеральной совокупности, не поддающейся поголовному исследованию.

При выборе для практического применения какого-либо одного из нескольких существующих, степень пригодности того или иного метода следует определять не по субъективной оценке его точности, а по суммарной стоимости и практической осуществимости учетных работ, необходимых для получения одинаковой точности. Метод, кажущийся неточным, может дать более точные результаты, если при пользовании им можно без особых труда получить большое число наблюдений и тем самым компенсировать случайные отклонения, достигающие значительных величин в каждом отдельном наблюдении. Разумеется, мы не отрицаем отбраковки методов, содержащих систематические ошибки.

В ряде случаев применение математико-статистических приемов оценки учетных данных позволит, помимо этого, ввести уточнения в конечные результаты учетов, исключить влияние факторов, нарушающих пропорциональность между истинными численностями и показателями численности, получаемыми посредством тех или иных методов, особенно, основанных на косвенных данных. Таким путем можно исключить и систематические ошибки методов. Так, если учет ведется посредством отлова животных, соотношение между численностью и количеством добываемых за стандартный отрезок времени животных нарушается в результате различного уровня добычи разных видов, отличий в эффективности орудий лова, приманок, изменений погоды, квалификации исполнителей и ряда других причин. Влияние всех этих факторов легко может быть устранено путем использования математических приемов, в большинстве случаев даже без внесения в методику каких-либо изменений.

Разнообразие косвенных показателей для определения численности очень велико и обычно используются лишь наиболее простые, хотя подчас они и не являются самыми доступными для исполнения.

Можно использовать целый ряд таких показателей, которые без особого труда получаются при проведении промысла. Особый интерес представляют изменения, вносимые в динамику населения промышляемого вида самим процессом охоты: изменяется плотность населения, обнаруживающаяся при повторных опромышлениях, возрастная структура и половой состав популяции, соотношение численностей, а следовательно, и попадаемости разных видов, обитающих в одних и тех же стациях. Поскольку изменения, вносимые промыслом, количественно определяются числом добытых охотниками животных, нетрудно отыскать пути пересчета наблюдаемых в

популяции изменений в абсолютные численности. Нам представляется принципиально возможным помимо видов, которые мы разбирали в качестве примеров, определять также численность крота по изменениям возрастной структуры в ходе промысла, численность ряда промысловых животных по изменению соотношения полов, если вероятность добычи животных разных полов неодинакова. Например, известно, что применение некоторых пахучих приманок приводит к избирательному отлову самцов; имеются указания на то, что самцы, в частности у куньих, вообще на любую приманку идут охотнее, чем самки. Изменения половой, так же как и возрастной структуры популяции в ходе промысла, до сих пор казавшиеся лишь досадными помехами при исследовательской работе зоологов и охотников, могут быть использованы для учета численности, а при определении структуры популяции, когда нужно выяснить не кажущиеся по данным добычи, а истинные соотношения полов и возрастов, такие искажения можно нейтрализовать, если явление рассматривать не как трудно объяснимую помеху в исследованиях, а как закономерный процесс, который можно описать математически, либо представить в графической форме. Для этого требуется лишь освоить некоторые, в общем-то довольно простые приемы математической обработки, доступные любому специалисту, не имеющему специального математического образования.

ЛИТЕРАТУРА

- Вершинин А. А. Маршрутный количественный учет соболей на больших площадях. Сб. науч.-техн. информ., вып. 3 (6), Киров, Изд-во Центросоюз, 1961.
- Герасимов Ю. А. Опыт авиаучета лосей в Московской области и проверка результата методом математической статистики. 1961. См. «Совещание...».
- Гнеденко Б. В. Курс теории вероятностей. М., Физматгиз, 1961.
- Дунаева Т. Н. К вопросу о динамике численности песца. Третья экологическая конференция, ч. 3, Киев, Изд. Киевского гос. ун-та, 1954.
- Жарков И. В., Теплов В. П. Инструкция по количественному учету охотничьих животных на больших площадях. М., Изд. Главохоты, 1958.
- Калецкая М. Л. Экология и хозяйственное значение лося на побережьях Рыбинского водохранилища. Тр. Дарвинского госзаповедника, вып. 7, 1961.
- Карасев А. И. Основы математической статистики. М., Росвузиздат, 1962.
- Митропольский А. К. Техника статистических вычислений. М., Физматгиз, 1961.
- Науимов В. В. Применение математической статистики при анализе вещества. М., Физматгиз, 1961.
- Никитина Н. А. Абсолютный учет грызунов с помощью мечения и сравнение его результатов с данными относительного учета. 1961. См. «Совещание...»
- Никифоров Л. П. Опыт абсолютного учета численности мелких лесных млекопитающих. Там же.
- Раевский В. В. Учет плотности населения соболя. Сб.: «Методы учета численности и географического распространения наземных позвоночных». М., Изд-во АН СССР, 1952.
- Рахманин Г. Е. Пушной промысел Ямalo-Ненецкого национального округа и мероприятия по его рационализации. Материалы по фауне Приобского Севера и ее использованию. Тр. Салехардского стационара УФАН СССР, вып. 1, Тюмень, 1959.
- Саблина Т. Б. Копытные Беловежской Пущи. Тр. Ин-та морфологии животных, вып. 15, М., 1955.
- С добников В. М. Опыты массового мечения песцов. «Проблемы Арктики», № 12, 1940.
- Семенов Б. Т. Количественный учет промысловых зверей по районам суточной деятельности (куница и лось) и индивидуальным участкам (выдра). 1961. См. «Совещание...»
- Скробов В. Д. Учет запасов песца и его размещение по тундрям Ямала. Там же.
- Слудский А. А., Шубин И. Г. Авиавизуальный учет охотничьих-промышленных зверей в зоне пустынь Казахстана. Там же.
- Смирнов В. С. Определение возраста и возрастная структура популяции песца на Ямале. Мат-лы по фауне Приобского Севера и ее использованию. Тр. Салехардского стационара УФАН СССР, вып. 1, Тюмень, 1959.
- Смирнов В. С. Методы вычисления абсолютной численности стада промысловых зверей (на примере песца). Применение математических методов в биологии. Л., Изд. Ленингр. ин-та, 1960.
- Смирнов В. С. Определение возраста и возрастных соотношений у млекопитающих на примере белки, ондатры и пяти видов хищников. Тр. Ин-та биологии УФАН СССР, вып. 14, Свердловск, 1960а.
- Смирнов В. С. Определение абсолютной численности промысловых животных по изменениям структуры их популяции и плотности населения под воздействием промысла. 1961. См. «Совещание...»
- Снигиревская Е. М. Материалы по биологии размножения и колебаниям численности землероек в Башкирском заповеднике. Тр. Башкир. госзаповедника, вып. 1, М., Изд. Главн. упр. по заповедникам, 1947.
- Совещание по вопросам организации и методам учета ресурсов фауны наземных позвоночных. Тез. докл. М., Изд-во МОИП, 1961.
- Теплов В. П. Учет животных на постоянных маршрутах. Сб.: «Методы учета численности и географического распространения наземных позвоночных». М., Изд.-во АН СССР, 1952.
- Формозов А. Н. Формула для количественного учета млекопитающих по следам. Зоол. журн., т. 11, вып. 2, 1932.

- Ф о р м о з о в А. Н. Колебания численности промысловых животных. М.—Л., КОИЗ, 1935.
- Ц е ц е в и н с к и й Л. М. Материалы по экологии песца Северного Ямала. Зоол. журн., т. 19, вып. 1, 1940.
- Ч и р к о в а А. Ф. Предварительная методика прогнозов изменений численности песцов. Тр. ВНИО, вып. 11, М., Заготиздат, 1951.
- Ч и р к о в а А. Ф. Опыт массовой глазомерной оценки численности и прогнозы «урожая» песцов. «Вопросы биологии пушных зверей». М., Заготиздат, 1955.
- Ч у г у н о в Н. Л. Опыт биостатистического определения запасов рыб в Северном Каспии. «Рыбное хозяйство СССР», № 6, 1935.
- Ш и б а н о в С. В. Динамика численности песца в связи с условиями размножения, питания и миграциями. Тр. ВНИО, т. 11, М., Заготиздат, 1951.
- Ю р г е н с о н П. Б. Количественный учет мышевидных грызунов и динамика их численности в различных типах леса. Тр. Центрального лесного госзаповедника, вып. 2, Смоленск, 1937.
- Я с т� е м с к и й Б. С. Некоторые вопросы математической статистики. М., Госстатиздат, 1961.
- Andrzejewski R., Wierzbowska T. An attempt at assessing the duration of residence of small rodents in defined forest area and the rate of interchange between individuals. *Acta theriologica*, 5, 1961.
- Andrzejewski R., Glogowska J. The influence of the lay-out of traps and length of time for which they remain set on the distribution of capture of small rodents. *Ekol. Polska*, ser. A, Warszawa, № 10, 1962.
- Tanaka Ryō. Evidence against reliability of the trap-night index as a relative measure of population in small mammals. *Japan. J. Ecol.*, vol. 10, № 3, 1960.

ОГЛАВЛЕНИЕ

Введение	3
I. Статистические приемы при разработке и применении различных методов учета	4
II. Определение численности мелких млекопитающих при учете их линиями ловушек	31
Общие замечания	32
Значение статистических ошибок	32
Непропорциональное изменение показателя относительной численности при высоких плотностях грызунов	33
Зависимость числа попаданий от активности животных	39
Возможность пересчета показателей относительной численности в абсолютную	48
III. Оценка численности белки по дневной добыче охотника	54
IV. Определение численности песца по возрастной структуре добываемых животных	59
Суммирование животных разных возрастов, добываемых за ряд промысловых сезонов	71
Численность песцов в округе и заготовки	84
Заключение	

Ред. изд-ва Г. Е. Никитюк
Техн. ред. Н. Ф. Тамкова Корректор П. В. Винокурова

РИСО УФАН СССР № 44/2 (20). Сдано в набор 1/VI 1964 г. НС 18379. Подписано к печати 29/X 1964 г. Формат 70×108 1/16. Объем 5,5 печ. л. Уч-изд. л. 7,3
Заказ № 419. Тираж 1000. Цена 51 коп.

Тип. изд-ва «Уральский рабочий», Свердловск, проспект Ленина, 49

ВЫШЛИ ИЗ ПЕЧАТИ

Имеются в продаже книги — Труды института биологии:

1. Вып. 8. Грызуны Урала. 1957 г. Объем 5,9 п. л. Ц. 63 коп.
2. Вып. 14. Проблемы флоры и фауны Урала. 1960 г. Объем 12 п. л. Ц. 1 р. 14 коп.
3. Вып. 18. Вопросы акклиматизации млекопитающих на Урале. 1959 г. Объем 12,25 п. л. Ц. 1 р. 12 коп.
4. Вып. 24. В. Н. Павлинин. С. С. Шварц. Перспективное планирование акклиматационных мероприятий. 1961 г. Объем 2,5 п. л. Ц. 20 коп.
5. Вып. 33. С. С. Шварц. Пути приспособления наземных позвоночных животных к условиям существования в Субарктике. Том I. Млекопитающие. 1961 г. Объем 8,25 п. л. Ц. 77 коп.
6. Вып. 34. В. Н. Павлинин. Тобольский соболь. Ареал, очерк морфологии, проблема межвидовой гибридизации. 1963 г. Объем 7 п. л. Ц. 72 коп.
7. Вып. 29. Вопросы внутривидовой изменчивости млекопитающих. 1962 г. Объем 8,75 п. л. Ц. 85 коп.

ВЫХОДИТ ИЗ ПЕЧАТИ

Вып. 38. Экология позвоночных животных Крайнего Севера. Объем 12 п. л.
Ориентировочная цена 84 коп.

Заявки направлять по адресу: *Свердловск (областной), Центр
Почтовый пер., 7, УФАН СССР Ред.-издат. сектор*