

УДК 639.1.053(470.44)

НЕКОТОРЫЕ АСПЕКТЫ ТЕОРИИ ЗИМНЕГО МАРШРУТНОГО УЧЕТА ОХОТНИЧЬИХ ЖИВОТНЫХ

И. А. Кондратенков

Саратовский филиал Института проблем экологии и эволюции

им. А. Н. Северцова РАН

Россия, 410028, Саратов, Рабочая, 24

E-mail: kondri60@mail.ru

Поступила в редакцию 17.07.2017 г., принята 25.09.2017 г.

Кондратенков И. А. Некоторые аспекты теории зимнего маршрутного учета охотничьих животных // Поволжский экологический журнал. 2018. № 1. С. 26 – 48. DOI: 10.18500/1684-7318-2018-1-26-48.

В результате сравнения зимнего маршрутного учета с аналогичным ему по целям ленточным учетом дана наглядная интерпретация множителя $\pi/2 = 1.57$. Показано, что указанный множитель является коэффициентом пропорциональности, ставящим в соответствие числу следов, пересекаемых маршрутом, суммарную длину следовых линий на учетной ленте определенной ширины. Установлен геометрический смысл этого множителя, определена эффективная ширина учетной полосы зимнего маршрутного учета. В ходе моделирования в полной мере раскрыт случайный характер коэффициента пропорциональности, изучены его статистические характеристики для выборок различного объема. Определена область применимости формулы зимнего маршрутного учета.

Ключевые слова: зимний маршрутный учет, суточный ход, густота следовых линий, суточный наслед, пересчетный коэффициент, систематическая ошибка.

DOI: 10.18500/1684-7318-2018-1-26-48

ВВЕДЕНИЕ

Зимний маршрутный учет (ЗМУ) вот уже более 40 лет является основным методом учета многих видов охотничьих животных на большей части Российской Федерации. Первоначально метод был рассчитан для больших территорий, таких как автономные республики, края, области и их административные районы (Приклонский, 1972). С течением времени методика учета модифицировалась (Приклонский, Кузякин, 1980; Кузякин и др., 1990; Мирутенко и др., 2009). Несмотря на некоторое отличие методик между собой, все они основаны на одном и том же математическом обосновании определения плотности населения учитываемых видов охотничьих животных по оставляемым ими следам в течение суток. Концентрировано это выражается в известной формуле, получившей название в отечественном охотоведении формулы Формозова с поправками Малышева и Перелешина (формула ЗМУ)

$$D = \frac{\pi x}{2LB}, \quad (1)$$

где D – плотность населения учитываемого вида, x – число всех пересечений маршрутами суточных наследов зверей или число пересеченных следов, \bar{L} – средняя длина суточного наследа, B – общая протяженность всех маршрутов.

Начиная с 1990 г. методики ЗМУ, помимо оценки плотности населения учитываемых видов животных, предусматривали и определение статистических ошибок этих оценок. В последнее время были предприняты попытки приспособить метод ЗМУ к учетам на небольших территориях (Методические указания..., 2012; Методические рекомендации..., 2014). Помимо совершенствования практического использования ЗМУ дорабатывались и теоретические основы учета. После работ Н. Г. Челинцева (1983, 2000) можно было уже говорить о разработке полноценной теории зимнего маршрутного учета. Несмотря на это, некоторые авторы до сих пор ставят под сомнение математическое обоснование учета (Наумов, 2014, 2015).

К недостаткам учета, сохранившимся до настоящего времени, можно отнести отсутствие наглядной интерпретации множителя $\pi/2 = 1.57$, входящего в формулу ЗМУ. Отсутствие возможности сопоставить длину учетных маршрутов и соответствующую им учетную площадь или площадь выборки вызывает некоторые сомнения в том, как линейные показатели учета (количество следов, пересеченных маршрутом) переходят к площадным показателям учета (плотности населения животных).

Настоящая статья посвящена решению указанных проблем.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДЫ

Для того чтобы понять смысл указанного множителя $\pi/2$, необходимо сравнить ЗМУ с аналогичным ему по целям ленточным учетом.

Если в полосе шириной $d/2$ с каждой стороны маршрута длиной B посчитать и измерить длину всех следовых линий, оставляемых животными за сутки (далее по тексту – следовые линии), то мы можем определить суммарную протяженность следовых линий, в среднем приходящуюся на единицу площади учетной ленты. Н. Г. Челинцев (2000) дал этому показателю определение «густота следовых линий». При делении этого показателя на среднюю длину суточного наследа учитываемого вида получается оценка плотности его населения:

$$D = \frac{\sum_{j=1}^m l_j}{LBd}, \quad (2)$$

где l_j – длина j -той следовой линии, проходящей в пределах учетной ленты; m – общее количество следовых линий на учетной ленте.

Отдельные следовые линии, отсекаемые учетной полосой, могут принадлежать как одному и тому же, так и различным суточным наследам зверей.

Если одновременно с учетом следовых линий подсчитать и число всех пересеченных учетным маршрутом следов, то, умножив на него числитель и знаменатель выражения 2 и произведя некоторые преобразования, получаем следующее выражение для определения плотности населения:

$$D = \frac{kx}{LB}, \quad k = \frac{\sum_{j=1}^m l_j}{xd}. \quad (3)$$

Итак, формула (3) практически идентична формуле (1), только вместо множителя $\pi/2$ стоит коэффициент пропорциональности k , который равен отношению суммарной протяженности следовых линий учитываемого вида к числу пересечений их маршрутом, умноженному на ширину учетной полосы. Определенный таким образом коэффициент пропорциональности ставит в соответствие числу следов, пересекаемых учетным маршрутом, суммарную длину следовых линий на учетной ленте определенной ширины, образованной вдоль этого маршрута. Понятно, что для полос одинаковой длины, но разной ширины мы получим различные значения коэффициента пропорциональности, при этом чем шире лента, тем протяженнее следовые линии. Уместно поставить вопрос: можно ли подобрать такую ширину учетной ленты, чтобы математическое ожидание значения коэффициента пропорциональности было равным $\pi/2$?

Разобьем все суточные наследы, пересекаемые маршрутом, на минимально возможное число прямолинейных отрезков. Для чего поделим каждый наслед сначала на большое число малых участков, достаточно малых, чтобы их можно было принять за отрезки прямых линий, аналогично тому, как это сделал Н. Г. Челинцев (1983, 2000) в своем математическом обосновании правильности формулы ЗМУ. Затем объединим все соседние участки, имеющие одно направление, в результате мы получим разбиение суточных наследов на минимально возможное число прямолинейных отрезков. Следует отметить, что именно так выглядит электронный трек любого суточного наследа, в результате его тропления, проведенного с использованием спутникового навигатора.

Поставим каждому пересечению такого отрезка участок маршрута, соответствующий этому пересечению. В качестве границ таких участков возьмем начальную и конечную точки учетного маршрута, а также точки, делящие пополам отрезки маршрута между двумя соседними пересечениями. Ширину учетной полосы для каждого участка маршрута, приходящегося на одно пересечение, определим как величину проекции длины прямолинейного отрезка, пересекаемого данным участком маршрута на перпендикуляр, проведенный к учетному маршруту. Таким образом, мы получим учетную ленту переменной ширины, которая в целом для маршрута будет равна средней величине проекций всех прямолинейных отрезков, пересекаемых учетным маршрутом, на перпендикуляр, проведенный к нему. При этом центральные линии различных участков учетной ленты будут смещены в ту или иную сторону от маршрута в зависимости от того, в каком конкретно месте прямолинейного отрезка маршрут его пересекает (рис. 1).

В некоторых случаях прямолинейный отрезок выходил за пределы соответствующего ему участка учетной ленты, определенного вышеуказанным способом, что как раз отражено на рис. 1, в дальнейшем такие факты особо не учитывались.

Если предположить, что длина всех прямолинейных отрезков, на которые были поделены все суточные наследы, одинакова, что точки их пересечения расположены на маршруте случайно, а в пределы учетной ленты не будут попадать другие прямолинейные отрезки, кроме тех, что пересекаются учетным маршрутом, то в этом случае значение коэффициента пропорциональности будет равно:

$$k = \frac{1}{\sin \beta}, \quad \overline{\sin \beta} = \frac{1}{x} \sum_{i=1}^x \sin \beta, \quad (4)$$

где β_i – значение угла, под которым учетный маршрут пересекает прямолинейный отрезок следовой линии в месте i -того пересечения.



Рис. 1. Схема к определению учетной ленты переменной ширины в месте пересечения маршрута с суточным наследом зверя

При условии, что каждый прямолинейный отрезок может пересекаться линией маршрута под любым углом в диапазоне от 0 до 2π , значение самого угла пересечения будет являться случайной величиной, имеющей равномерное распределение на указанном интервале. Значение выражения $\sin \beta$ является функцией от угла пересечения, а значение коэффициента пропорциональности, в свою очередь, является функцией от величины $\sin \beta$ и числа пересечений. Из положений математической статистики мы знаем, что значение функции от случайной величины тоже является случайной величиной (Колемаев и др., 1991). Следовательно, значение коэффициента пропорциональности есть случайная величина, определяемая конкретными значениями углов пересечения маршрутом прямолинейных отрезков следовых линий или суточных наследов учитываемых зверей и числом таких пересечений. Если распределение случайной величины известно, то будет известно и распределение значения функции от этой случайной величины, а отсюда можно определить математическое ожидание ее значения.

Математическое ожидание значения коэффициента пропорциональности будет равно обратной величине от значения математического ожидания величины $\sin \beta$. При условии, что каждый прямолинейный отрезок может пересекаться линией маршрута под любым углом в диапазоне от 0 до 2π , математическое ожидание величины $\sin \beta$ будет равно $2/\pi$. Отсюда математическое ожидание значения коэффициента пропорциональности будет равно $\pi/2$; подставив его в выражение (3), получим классическую формулу ЗМУ – выражение (1).

Теперь мы можем определить геометрический смысл постоянного множителя $\pi/2$ в формуле ЗМУ. Это величина, означающая во сколько раз длина прямолинейного отрезка (на которые можно разбить суточный наслед) в среднем больше длины его проекции на перпендикуляр, проведенный к пересекающему его маршруту, при условии, что пересечение может происходить под любым углом в диапазоне от 0 до 2π .

Численно эта величина равна отношению гипотенузы прямоугольного треугольника к его катету при значении противолежащего этому катету угла, равном 39.5° или обратной величине от $\sin 39.5^\circ$.

Таким образом, ЗМУ является разновидностью ленточных учетов с переменной шириной учетной полосы, которая определяется для каждого пересечения как проекция длины прямолинейного отрезка суточного наследа, пересекаемого учетным маршрутом, на перпендикуляр, проведенный к этому маршруту. Такое определение ширины учетной полосы позволяет установить функциональную зависимость между средним значением ширины учетной ленты и суммарной протяженностью прямолинейных отрезков, пересекаемых маршрутом, что дает возможность отказаться в ходе учета от такого трудоемкого процесса, как измерение длины указанных отрезков и ограничиться подсчетом числа их пересечений маршрутом.

Рассмотренная выше математическая модель ЗМУ, как и все подобные математические модели, несколько идеализирована, она соответствует неким гипотетическим условиям, которые в действительности могут и не выполняться. Повторим эти условия:

- 1) суточные наследы представляют собой определенное количество последовательно соединенных друг с другом прямолинейных отрезков одинаковой длины;
- 2) точки пересечения прямолинейных отрезков расположены на маршруте случайным образом;
- 3) пересечение учетным маршрутом всех прямолинейных отрезков равновероятно, независимо от их длины и ориентации относительно маршрута;
- 4) в пределы учетной полосы не попадают другие прямолинейные отрезки, кроме тех, что пересекаются учетным маршрутом.

Невыполнение каждого из вышеперечисленных условий может приводить к появлению различных систематических ошибок, приводящих к смещению реального значения коэффициента пропорциональности от его теоретически рассчитанного значения $k = 1.57$.

Фактически суточный ход зверя представляет собой определенное число последовательно соединенных между собой прямолинейных отрезков различной длины. Следовательно, маршрут также будет пересекаться с отрезками наследа различной длины. В этом случае значение коэффициента пропорциональности будет определяться как отношение средней длины всех прямолинейных отрезков \bar{c} , пересекаемых учетным маршрутом к средней длине проекций этих отрезков на перпендикуляр, проведенный к маршруту \bar{a} :

$$k = \frac{\bar{c}}{\bar{a}}, \quad \bar{c} = \frac{\sum_{i=1}^x c_i}{x}, \quad \bar{a} = \frac{\sum_{i=1}^x a_i}{x}, \quad a_i = c_i \sin \beta_i, \quad (5)$$

где c_i – длина i -того прямолинейного отрезка, пересекаемого маршрутом; a_i – длина проекции i -того прямолинейного отрезка на перпендикуляр, проведенный к

пересекающему этот отрезок маршруту; β_i – значение угла, под которым маршрут пересекает i -тый прямолинейный отрезок.

Невыполнение второго условия может выражаться в корреляционной зависимости длины прямолинейного отрезка, пересекаемого учетным маршрутом, или значения угла его пересечения от длины участка маршрута, соответствующего этому пересечению. В этом случае значение коэффициента пропорциональности будет определяться как отношение средней длины всех прямолинейных отрезков, пересекаемых учетным маршрутом к средней длине их проекций на перпендикуляр, проведенный к маршруту, взвешенной по величине протяженности участков маршрута, приходящихся на соответствующее пересечение \hat{a} :

$$k = \frac{\bar{c}}{\hat{a}}, \quad \hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^x b_i a_i}{\sum_{i=1}^x b_i}, \quad (6)$$

где b_i – длина i -того участка маршрута, приходящегося на пересечение им i -того прямолинейного отрезка.

Так как расположение прямолинейных отрезков одного и того же наследа относительно друг друга не является случайным, то невыполнение второго условия при практическом проведении ЗМУ можно считать очевидным.

При проведении ЗМУ предполагается, что на исследуемой территории, где располагается некоторое количество суточных наследов учитываемого вида разной длины и формы от случайно выбранных или равноудаленных друг от друга точек, в случайно выбранных направлениях прокладываются одиночные маршруты. При этом факт пересечения маршрутом прямолинейного отрезка какого-нибудь суточного наследа будет случайным событием, вероятность которого будет прямо пропорциональна проекции этого отрезка на перпендикуляр к пересекающему его маршруту. То есть пересечение маршрутом различных прямолинейных отрезков будет неравновероятным, с большей частотой будут пересекаться отрезки большей длины, а также те отрезки, ориентация которых к маршруту будет более близкой к перпендикулярной. Это приведет к появлению систематической ошибки, занижающей значение коэффициента пропорциональности, рассчитанное на основе выборочных данных, по сравнению с его реальным значением.

Последнее из вышеперечисленных условий на практике тоже не выполняется. Однако в этом случае будет наблюдаться завышение значения коэффициента пропорциональности, что обусловлено необходимостью учитывать кроме длины пересекаемых маршрутом прямолинейных отрезков и длину тех отрезков или их частей, которые полностью или частично попадают на учетную ленту, но не пересекаются маршрутом. Таким образом, будет компенсироваться влияние избирательности в пересечении прямолинейных отрезков учетным маршрутом, рассмотренное чуть ранее. Есть все основания предполагать, основываясь на решении задачи Бюффона, что при случайном расположении прямолинейных отрезков на исследуемой территории такая компенсация будет полной, без недостатка или избытка. Однако если расположение таких отрезков неслучайно, что больше соответствует действительности, то для различных суточных наследов указанная компенсация, скорее всего, будет или с недостатком, или с избытком.

Для расчета значений коэффициента пропорциональности при невыполнении последнего из вышеперечисленных условий необходимо в числителе выражений (5) и (6) длину прямолинейного отрезка c_i заменить суммарной длиной следовых линий, расположенных на i -том участке учетной ленты – l_i . Соответственно для случаев выполнения и невыполнения второго условия получаем:

$$k = \frac{\bar{l}}{\bar{a}}, \quad \bar{l} = \frac{\sum_{i=1}^x l_i}{x}, \quad \bar{a} = \frac{\sum_{i=1}^x a_i}{x}, \quad (7)$$

$$k = \frac{\bar{l}}{\hat{a}}, \quad \hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^x b_i a_i}{\sum_{i=1}^x b_i}. \quad (8)$$

Таким образом, мы получили пять формул для практического определения значения коэффициента пропорциональности для учетной ленты переменной ширины. При этом выражение (8) является наиболее общим из них, остальные выражения представляют собой частные случаи, соответствующие выполнению каких-либо из вышеназванных четырех условий или выполнению некоторых из них совместно. Если будут выполняться все четыре условия, то выражение (8) примет вид выражения (4). Здесь надо отметить, что если в выражении (8) переменную величину a_i заменить постоянной величиной d , то формула для определения значения пересчетного коэффициента примет вид, указанный в выражении (3), полученном для учетной полосы постоянной ширины.

Для практической оценки значения коэффициента пропорциональности необходимы сложные натурные исследования с инструментальным измерением таких параметров учета, как длина прямолинейных отрезков суточных следов, угол их пересечений с учетным маршрутом, протяженность следовых линий, попадающих в полосу учета, протяженность участков маршрута между двумя соседними пересечениями. При этом обеспечить идеальные условия для проведения таких исследований будет чрезвычайно сложно ввиду того, что уже само по себе прохождение учетчиком маршрута в день затирки следов может влиять на результаты учета. Поэтому наиболее предпочтительным представляется использовать метод моделирования, при котором можно получить все те же данные, но с несравнимо меньшими затратами.

Результаты моделирований, проведенные ранее рядом исследователей (Приклонский 1965; Кузякин, 1983), позволяют утверждать, что при больших объемах выборки отклонение фактического значения коэффициента пропорциональности от его теоретического значения не является критическим, однако для выборок небольших объемов это требует подтверждения. Здесь и далее под объемом выборки понимается число пересекаемых маршрутами следов зверей.

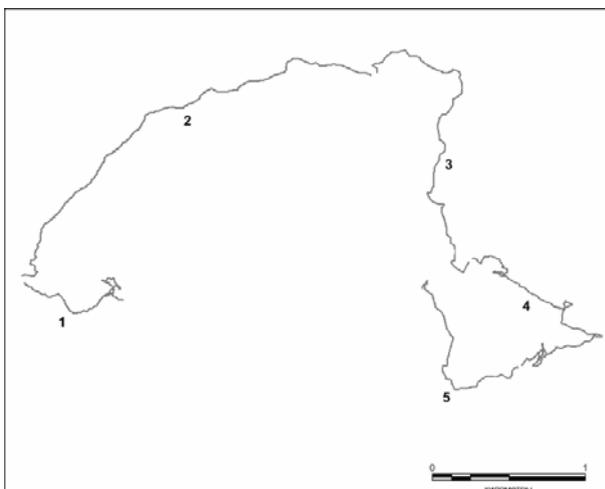
С целью определения степени влияния на значение коэффициента пропорциональности различных факторов, вызванных невыполнением условий, положенных в основу математической модели ЗМУ, а также определения области применимости классической формулы ЗМУ нами было проведено моделирование учета на персональном компьютере в программе MapInfo. Использование спутниковых навигаторов позволяет с инструментальной точностью измерять различные параметры суточных следов зверей, а использование географических информа-

ционных систем позволяет проводить моделирование на более высоком технологическом уровне, чем это делалось ранее. Статистический анализ полученных результатов проводился при помощи программ Exsel и Statistica.

Для составления модели были выбраны пять суточных наследов лося (*Alces alces* Linnaeus, 1758), полностью вытروпленных с использованием спутникового навигатора в различных охотничьих хозяйствах Саратовской области в период с 2010 по 2012 г. Треки вытропленных наследов были перемещены без изменения ориентации в пространстве, в одно место и расположены друг за другом таким образом, чтобы при необходимости их можно было рассматривать как один единый наслед (рис. 2).

Первоначально разбиение суточных ходов лося (*A. alces*) на прямолинейные

отрезки бралось таким, каким оно было осуществлено программным обеспечением спутниковых навигаторов, затем, если угол пересечения между двумя соседними отрезками был менее 0.5° , они объединялись. В качестве модельной территории была выбрана область, ограниченная минимальным выпуклым контуром, проведенным вокруг всех суточных наследов вместе. Площадь указанной области составила 5.549 км^2 . Выбор модельной территории указанным образом



позволил в дальнейшем при расположении на ней сети учетных маршрутов избежать случаев, когда какой-либо отдельный маршрут не имел ни одного пересечения следа. Также предполагается, что среда обитания в пределах модельной территории однородна, а все суточные наследы оставлены одиночными животными.

Рис. 2. Схема модельного расположения треков суточных ходов лося, вытропленных с использованием спутникового навигатора в охотничьих хозяйствах Саратовской области: 1 – «Ястреб», 2010 г.; 2 – «Булгаковское», 2012 г.; 3 – «Ястреб», 2011 г.; 4 – «Марал», 2012 г.; 5 – «Луганское», 2012 г.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Различные характеристики суточных наследов лося (*A. alces*), отобранных для рассматриваемой модели, приведены в табл. 1. Число всех прямолинейных отрезков всех суточных наследов составило генеральную совокупность эксперимента.

Для обеспечения условий равной вероятности каждый прямолинейный отрезок в независимости от его длины был пересечен условными маршрутами в 12 раз-

личных направлениях. Так как маршруты можно проходить в обоих направлениях, то их расположение рассматривалось в интервале от 0 до 180°. Отсчет велся от направления на север (азимут 0°) и далее через каждые 15° по часовой стрелке.

Таблица 1

Результаты деления суточных наследов лося на минимальное число прямолинейных отрезков

Место (охотничье хозяйство) и год проведения тропления	Количество отрезков	Длина отрезка, м			Длина наследа, м
		Наименьшая	Наибольшая	Средняя	
«Ястреб», 2010 г.	210	1.5	28.5	7.1	1497.5
«Ястреб», 2011 г.	101	2.6	92.6	24.4	2465.3
«Булгаковское», 2012 г.	353	0.8	28.0	9.2	3240.1
«Луганское», 2012 г.	73	0.8	70.8	19.7	1439.1
«Марал», 2012 г.	182	0.6	63.7	16.8	3049.3
Для всех наследов вместе	919	0.6	92.6	12.7	11691.3

Для каждого пересечения измерялся острый угол между маршрутом и прямолинейным отрезком в интервале от 0 до 90°, на основании которого определялись синус этого угла и коэффициент пропорциональности как обратная величина от указанного синуса.

Все полученные данные были сгруппированы в соответствии с конкретными суточными наследами и направлениями условных маршрутов, для каждой полученной группы были определены средние показатели указанных параметров (табл. 2).

Из приведенных данных видно, что значения групповых средних углов пересечений и коэффициентов пропорциональности имеют достаточно большую изменчивость в зависимости от направления маршрутов и конкретных суточных наследов, которые маршруты пересекают. Также изменчивы и средние значения для всех наследов в целом, но для разных направлений. И только в среднем для всех направлений маршрутов, как для каждого наследа отдельно, так и для всех наследов вместе, значения указанных параметров в точности соответствуют теоретическим значениям.

Дисперсионный анализ показал, что направление маршрута однозначно влияет на значение коэффициента пропорциональности ($p < 0.0001$). Это означает, что математические ожидания значений коэффициентов пропорциональности для маршрутов различных направлений могут отличаться от величины $k = 1.57$, поэтому на исследуемой территории необходимо закладывать маршруты разной направленности. Что собственно и было отражено во всех методиках проведения ЗМУ.

Для определения минимальной достаточности количества таких направлений нами были проанализированы размеры вариаций групповых средних значений коэффициентов пропорциональности относительно теоретически определенного значения $k = 1.57$ в зависимости от различных видов группировки маршрутов. Были выбраны следующие сочетания маршрутов: каждый маршрут отдельно, два взаимно-перпендикулярных маршрута, три маршрута развернутых относительно друг друга на 60°, четыре маршрута, развернутых относительно друг друга на 45°,

НЕКОТОРЫЕ АСПЕКТЫ ТЕОРИИ ЗИМНЕГО МАРШРУТНОГО УЧЕТА

и шесть маршрутов, развернутых относительно друг друга на 30°. Результаты расчетов приведены в табл. 3.

Таблица 2

Групповые средние значений угла пересечения маршрутом прямолинейного отрезка и коэффициента пропорциональности в зависимости от направления маршрута и конкретного суточного наследа лося

Место и год проведения тропления наследов	Азимут (направление) маршрута, град.												В среднем для всех направлений
	0	15	30	45	60	75	90	105	120	135	150	165	
«Ястреб», 2010 г.	40.7	42.2	44.8	46.9	48.5	49.3	49.3	47.8	45.2	43.1	41.5	40.7	45.0
	1.67	1.64	1.60	1.55	1.48	1.44	1.44	1.49	1.59	1.66	1.68	1.68	1.57
«Ястреб», 2011 г.	48.6	47.6	47.0	45.4	43.8	41.9	41.4	42.4	43.0	44.6	46.2	48.1	45.0
	1.47	1.50	1.53	1.57	1.61	1.65	1.68	1.65	1.64	1.59	1.53	1.48	1.57
«Булгаковское», 2012 г.	36.7	30.5	28.2	30.0	36.6	45.2	53.3	59.5	61.8	60.0	53.4	44.8	45.0
	1.83	2.14	2.30	2.20	1.86	1.55	1.35	1.24	1.21	1.25	1.36	1.56	1.57
«Луганское», 2012 г.	48.6	50.0	49.0	47.4	45.6	43.1	41.4	40.0	41.0	42.6	44.4	46.9	45.0
	1.49	1.46	1.48	1.49	1.52	1.62	1.70	1.75	1.72	1.63	1.55	1.51	1.57
«Марал», 2012 г.	38.3	40.3	42.8	46.0	50.1	52.0	51.7	49.7	47.2	44.0	39.9	38.0	45.0
	1.79	1.70	1.62	1.54	1.46	1.40	1.40	1.43	1.50	1.60	1.76	1.82	1.57
В среднем для всех наследов	40.2	38.5	38.6	40.1	43.5	47.0	49.8	51.5	51.4	49.9	46.5	43.0	45.0
	1.71	1.78	1.79	1.74	1.62	1.51	1.43	1.40	1.41	1.46	1.53	1.62	1.57

Примечание. В числителе – среднее значение угла пересечения маршрутом данного направления всех прямолинейных отрезков данного суточного наследа в градусах; в знаменателе – среднее значение коэффициента пропорциональности, равное обратной величине среднего синуса для всех углов пересечений.

Изменчивость коэффициента пропорциональности для отдельных маршрутов очень высока, коэффициент вариации более 130%. Вариация средних значений коэффициентов пропорциональности уже для двух взаимно-перпендикулярных маршрутов значительно падает, коэффициент вариации около 10%, однако изменчивость все еще большая. Для сочетания трех и более маршрутов вариации средних значений коэффициентов пропорциональности уже достаточно малы, и этой изменчивостью можно пренебречь.

Таблица 3

Вариация групповых средних значений коэффициента пропорциональности в зависимости от группировки маршрутов по различным направлениям

Оцениваемый параметр	Число маршрутов в различных их сочетаниях по направлениям				
	1	2	3	4	6
Коэффициент вариации групповых средних значений коэффициента пропорциональности, %	134.45	10.15	1.49	2.34	1.02

Таким образом, минимальным требованием к возможности применения формулы ЗМУ, определяемым необходимостью обеспечения несмещенной оценки коэффициента пропорциональности, должно быть заложение маршрутов на исследуемой территории не менее чем по трем равносмещенным относительно друг

друга направлениям. При этом протяженность маршрутов по всем направлениям должна быть примерно одинаковой.

Далее на модельную территорию была нанесена сетка параллельных маршрутов, ориентированных по 12 различным направлениям, таким же, как это было сделано ранее для каждого отдельного прямолинейного отрезка суточных наследов. Расстояние между маршрутами немного различалось для каждого направления и было равно примерно 255 м, длина каждого маршрута ограничивалась указанным ранее минимальным выпуклым контуром. Для каждого маршрута определялось суммарное число пересекаемых им следов (табл. 4).

Таблица 4

Количество маршрутов, их общая протяженность и число всех пересечений ими суточных наследов лося в зависимости от направления

Направление (азимут) маршрутов, град.	Количество маршрутов	Общая длина маршрутов, км	Число пересечений
0	15	21.919	31
15	15	22.631	27
30	14	22.219	29
45	12	19.600	30
60	11	22.308	32
75	10	23.029	34
90	9	22.121	32
105	10	22.133	38
120	10	21.964	25
135	11	19.716	33
150	12	21.361	24
165	15	22.621	37
Итого	144	261.622	372

Если известна площадь модельной территории Q , общая длина расположенных на ней суточных наследов L , общая протяженность проложенных на ней маршрутов B и число всех пересечений суточных наследов этими маршрутами x , то можно определить истинное значение коэффициента пропорциональности для данной модели:

$$k = \frac{LB}{Qx}. \quad (9)$$

Соответствующие расчеты для каждого суточного наследа отдельно и для всех их вместе приведены в табл. 5.

Как видно, истинные значения коэффициентов пропорциональности для разных суточных наследов смещены в той или иной степени относительно теоретически определенного значения $k = 1.57$, однако сами смещения носят разнонаправленный характер. Это дает основания предполагать, что с ростом числа суточных наследов, пересекаемых учетными маршрутами, в соответствии с законом больших чисел будет происходить взаимное поглощение этих ошибок и их результирующая будет стремиться если не к нулю, то близкому от него значению.

Таблица 5

Истинные значения коэффициентов пропорциональности для отдельных суточных наследов лося и в целом для рассматриваемой модели в сравнении с теоретически определенным значением

Место (охотничье хозяйство) и год проведения тропления	Плотность следовых линий, м/км ²	Истинное значение коэффициента пропорциональности	Абсолютная погрешность	Относительная погрешность, %
«Ястреб», 2010 г.	269.9	1.16	-0.41	-26.11
«Ястреб», 2011 г.	444.3	1.68	0.11	7.01
«Булгаковское», 2012 г.	583.9	1.45	-0.12	-7.64
«Луганское», 2012 г.	259.4	1.48	-0.09	-5.73
«Марал», 2012 г.	549.5	1.58	0.01	0.64
Для всех наследов вместе	2107.0	1.48	-0.09	-5.73

Число всех пересекаемых маршрутами прямолинейных отрезков всех суточных наследов составило выборку эксперимента. Результаты выборки, а также рассчитанные по ней средние значения углов пересечений прямолинейных отрезков всеми маршрутами и коэффициентов пропорциональности отдельно для каждого наследа и всех их вместе представлены в табл. 6.

Таблица 6

Результаты пересечения всеми маршрутами прямолинейных отрезков, на которые были поделены суточные наследы лося

Место (охотничье хозяйство) и год проведения тропления	Число пересечений	Длина прямолинейного отрезка, м			Средние значения угла пересечения и коэффициента пропорциональности
		Наименьшая	Наибольшая	Средняя	
«Ястреб», 2010 г.	61	2.4	28.5	10.2	$\frac{57.6}{1.28}$
«Ястреб», 2011 г.	69	3.4	92.6	41.3	$\frac{57.3}{1.26}$
«Булгаковское», 2012 г.	105	4	28	10.1	$\frac{52.4}{1.38}$
«Луганское», 2012 г.	46	2.9	70.8	23.3	$\frac{55.2}{1.31}$
«Марал», 2012 г.	91	2.2	63.7	26.3	$\frac{55.9}{1.29}$
Для всех наследов вместе	372	2.2	92.6	21.5	$\frac{55.3}{1.31}$

Примечание. В числителе – среднее значение угла пересечения всеми маршрутами всех прямолинейных отрезков данного суточного наследа в градусах; в знаменателе – среднее значение коэффициента пропорциональности, равное обратной величине среднего синуса для всех углов пересечений.

Сравнивая полученные данные с данными, представленными в табл. 1 и 2, хорошо видно, что выборка не является репрезентативной, это обусловлено неравной вероятностью пересечения маршрутом прямолинейных отрезков различной длины и направленности. Следует отметить такой факт: из 20 прямолинейных отрезков длиной менее 2.2 м, присутствующих в генеральной совокупности, в выборку не

попал ни один, из 4 отрезков длиной 2.2 м только один был пересечен всеми маршрутами, а самый длинный и единственный отрезок длиной 92.6 м попал в выборку 3 раза. То же можно сказать и об углах пересечений, вероятность пересечения под менее острым углом выше, чем под более острым. Это ведет к завышению средних значений длин прямолинейных отрезков, пересекаемых маршрутами, средних значений углов их пересечений и, соответственно, к занижению средних значений коэффициентов пропорциональности шестая колонка табл. 6.

Кроме длины прямолинейных отрезков, пересекаемых маршрутами, и соответствующих углов пересечений, были определены следующие параметры: протяженность участков маршрутов, приходящихся на одно пересечение; ширина участков учетной ленты, приходящихся на одно пересечение; длины всех прямолинейных отрезков или их частей, попадающих на участок учетной ленты, но не пересекаемых маршрутом.

Суммарная протяженность следовых линий, расположенных на участках учетной ленты, определялась как сумма длин прямолинейного отрезка, пересекаемого маршрутом, и прямолинейных отрезков или их частей, попадающих на соответствующий участок учетной ленты, но не пересекаемых маршрутом.

В табл. 7 представлены результаты различных вариантов расчета коэффициентов пропорциональности по выборочным данным.

Таблица 7

Результаты расчета разными способами коэффициентов пропорциональности для отдельных суточных наследов и в целом для рассматриваемой модели

Место (охотничье хозяйство) и год проведения тропления	Значения коэффициента пропорциональности для учетной ленты переменной ширины				постоянной ширины, $d = 20.0$ м
	Оценка по формуле (5)	Оценка по формуле (6)	Оценка по формуле (7)	Оценка по формуле (8)	
«Ястреб», 2010 г.	1.25	1.20	1.64	1.56	1.37
«Ястреб», 2011 г.	1.26	1.13	1.49	1.34	1.46
«Булгаковское», 2012 г.	1.36	1.15	1.59	1.33	1.77
«Луганское», 2012 г.	1.29	1.20	1.43	1.34	1.46
«Марал», 2012 г.	1.30	1.14	1.67	1.46	1.59
Для всех наследов вместе	1.29	1.07	1.56	1.30	1.56

Во второй и третьей колонках табл. 7 приведены значения коэффициентов пропорциональности, рассчитанных на основании прямолинейных отрезков суточных наследов, в четвертой и пятой – следовых линий тех же наследов. Если сравнить между собой значения коэффициентов пропорциональности, указанных во второй колонке табл. 7 и в шестой колонке табл. 6, то видно, что соответствующие друг другу значения коэффициентов слегка различаются. Это сказывается влиянием фактора различной длины прямолинейных отрезков, составляющих суточные наследы. Обращают на себя внимание значительные различия между аналогичными значениями коэффициентов пропорциональности, представленных во второй и третьей колонках, а также в четвертой и пятой колонках табл. 7. Это говорит о том, что характер размещения точек пересечений прямолинейных отрезков на учетных маршрутах не является случайным.

Корреляционный анализ показывает, что имеется небольшая положительная зависимость значений длины прямолинейного отрезка и величины угла его пересечения с маршрутом от протяженности соответствующего этому пересечению участка маршрута. Коэффициенты корреляции соответственно равны 0.16 и 0.29 ($p < 0.005$).

Таким образом, выборочное значение коэффициента пропорциональности для учетной ленты переменной ширины должно определяться выражением (8), а средняя ширина учетной ленты должна определяться как средневзвешенная из длин проекций всех пересеченных маршрутами прямолинейных отрезков. По аналогии с маршрутными учетами птиц ее можно назвать эффективной шириной учетной полосы ЗМУ. Для рассматриваемой модели ее величина составила 20.0 м.

Интересно сравнить все полученные оценки коэффициентов пропорциональности, приведенные ранее с аналогичными оценками, полученными для учетной полосы постоянной ширины, равной 20.0 м, соответствующие расчеты приведены в последней колонке табл. 7. В целом для всех суточных наследов оценка коэффициента пропорциональности, рассчитанная для учетной ленты постоянной ширины, совпала с аналогичной оценкой, рассчитанной по формуле (7).

Другие характеристики приведенных выше оценок коэффициентов пропорциональности представлены в табл. 8. Как видно, все выборочные оценки коэффициента пропорциональности для учетной полосы переменной ширины, кроме оценки, рассчитанной по формуле (7), являются смещенными. Так как истинное значение коэффициента пропорциональности для рассматриваемой модели $k = 1.48$ расположено вне пределов двухсторонних 95%-ных доверительных интервалов, рассчитанных для этих оценок. Это объясняется избирательностью выборки и выявленными ранее корреляционными связями между параметрами учета. Следует напомнить, что формула (7) была определена как раз из предположения об отсутствии указанных корреляций. Несмещенной также является оценка коэффициента пропорциональности, рассчитанная для полосы постоянной ширины.

Таблица 8

Результаты расчета двухсторонних 95% доверительных интервалов для рассчитанных разными способами оценок коэффициентов пропорциональности

Способ оценки значения коэффициента пропорциональности	Значение коэффициента пропорциональности	Размах значения в выборке		Двухсторонний 95%-ный доверительный интервал	
		наименьшее	наибольшее	нижняя граница	верхняя граница
Оценка по формуле (4)	1.31	1.00	81.9	1.27	1.35
Оценка по формуле (5)	1.29	1.00	81.9	1.23	1.35
Оценка по формуле (6)	1.07	1.00	81.9	1.04	1.11
Оценка по формуле (7)	1.56	1.00	81.9	1.46	1.66
Оценка по формуле (8)	1.30	1.00	81.9	1.22	1.39
Оценка по формуле (3)	1.56	0.06	9.14	1.46	1.66

Для теории зимнего маршрутного учета выявленное смещение истинного значения коэффициента пропорциональности от его теоретически определенного значения имеет большее значение, чем возможное смещение выборочного значения

коэффициента пропорциональности. Так как на практике выборочное значение коэффициента пропорциональности не определяется, а во всех случаях применяется его теоретически определенное значение.

Для оценки обоснованности такой замены нами были рассчитаны показатели суммарной протяженности следовых линий, приходящихся в средней на единицу площади учетной ленты для выборок различных объемов. С использованием значений коэффициентов пропорциональности, полученным по выборочным данным для учетных полос переменной и постоянной ширины, а также с использованием истинного значения коэффициента пропорциональности и его теоретически рассчитанного значения. Затем были определены вариации полученных оценок относительно истинного значения густоты следовых линий в целом для рассматриваемой модели (табл. 9). Выборки различных объемов формировались за счет различных способов группировки данных.

Таблица 9

Вариация средних значений густоты следовых линий лося относительно истинного значения этого показателя для рассматриваемой модели в зависимости от способа расчета и группировки данных учета, %

Способ расчета густоты следовых линий	Среднее число пересечений следов на одну выделенную группу объединения маршрутов							
	1	3.13	10.3	23.3	46.5	93	186	372
По выборочным данным для ленты переменной ширины	379.4	140.6	78.5	28.1	18.6	14.1	13.3	12.3
По выборочным данным для ленты постоянной ширины	310.8	156.1	93.0	36.2	24.8	10.5	9.2	5.3
С использованием значения коэффициента пропорциональности k , равным 1.57	356.5	130.0	79.6	36.7	18.3	11.5	10.2	6.0
С использованием значения коэффициента пропорциональности k , равным 1.48	336.5	122.9	75.4	33.8	16.2	9.3	7.8	0.0

Во второй колонке табл. 9 приведены значения коэффициентов вариации для значений густоты следовых линий, определенных для каждого отдельного пересечения. В третьей колонке приведены значения вариации осредненных показателей для каждого отдельного маршрута. При этом маршруты, имеющие только по одному пересечению, объединялись между собой попарно в рамках одного выделенного направления. Если число таких маршрутов было нечетно, то одно объединение содержало три таких маршрута. В общем объединение проводилось таким образом, чтобы на каждом маршруте было не менее двух пересечений. В пяти следующих колонках приведены значения вариации осредненных показателей для различных вариантов объединения маршрутов по трем равносмещенным относительно друг друга направлениям. В последней колонке приведены отклонения расчетных значений густоты следовых линий от истинного значения этого показателя в целом для всей выборки.

Как и ожидалось, лучшие результаты при оценке густоты следовых линий получены при использовании истинного значения коэффициента пропорциональности, определенного для рассматриваемой модели. Однако этот факт имеет чисто

теоретическое значение, и полученные результаты приведены здесь в качестве сравнения.

Использование коэффициентов пропорциональности, рассчитанных на основании выборочных данных для полос переменной и постоянной ширины, в некоторых случаях могут дать лучший результат. Однако полученный таким образом выигрыш в точности определения показателя густоты следовых линий не идет ни в какое сравнение с затратами на получение данных, необходимых для определения указанных коэффициентов.

Использование теоретически рассчитанного коэффициента пропорциональности ничем не хуже, а в большинстве случаев даже лучше, чем использование для этих целей коэффициентов пропорциональности, рассчитанных по выборочным данным, и совсем немного уступает здесь истинному коэффициенту пропорциональности для рассматриваемой модели. Так как значение этого коэффициента получено на основании теоретических рассуждений, т.е. для его определения не требуется никаких дополнительных затрат при проведении учета, то использование этого коэффициента следует считать предпочтительным.

Эффективность такой замены определяется близостью теоретического и истинного значений коэффициента пропорциональности. В целом для рассматриваемой модели относительная погрешность менее 6% (см. табл. 5), однако для отдельного наследа уклонение может быть значительным. Например, для суточного наследа лося (*A. alces*), вытروпленного в охотничьем хозяйстве «Ястреб» Воскресенского района Саратовской области в 2010 г., погрешность составила более 20%. Это также накладывает ограничение на область применимости классической формулы ЗМУ. Сеть учетных маршрутов на исследуемой территории должна обеспечить пересечение не менее определенного числа суточных наследов учитываемого вида животного, при котором возможная систематическая ошибка, к примеру, не должна превышать 5%. Здесь речь идет не о числе пересечений маршрутами следов зверей, а именно о суточных наследах, которые должны быть пересечены маршрутами хотя бы один раз. Причем наследы могут принадлежать одной и той же особи животного, но оставленные ей в разные дни.

Конкретное число таких наследов для разных видов животных и для разных условий их обитания необходимо определять опытным путем, для чего необходимо намного больше электронных треков суточных ходов зверей, чем было использовано нами в рассматриваемой модели.

Как уже отмечалось выше, начиная с 1990 г., при проведении ЗМУ, помимо оценки плотности населения учитываемых видов животных, предусматривалось и определение статистических ошибок этих оценок. Статистическая ошибка необходима для определения надежности полученных результатов учета, достоверности в различии данных учета для одной территории по сравнению с другой или на одной и той же территории, но в разные годы, а также для других видов статистического анализа. Н. Г. Челинцевым (1983) была дана общая формула относительной статистической ошибки для оценки плотности населения по формуле ЗМУ (в наших обозначениях):

$$\varepsilon(D) = \sqrt{\varepsilon^2(x) + \varepsilon^2(\bar{L})}, \quad (10)$$

где $\varepsilon(x)$ – относительная статистическая ошибка числа пересечений маршрутами следов, $\varepsilon(\bar{L})$ – относительная статистическая ошибка оценки средней длины суммарного наследа.

В указанной формуле не учитывается случайный характер коэффициента пропорциональности и его влияние на общую оценку статистической ошибки плотности населения учитываемых животных. Как было показано в настоящей статье, коэффициент пропорциональности совместно с числом следов, пересекаемых учетным маршрутом, определяет суммарную протяженность следовых линий.

Чтобы оценить корректность выражения (10), нами были рассчитаны средние значения относительных статистических ошибок для коэффициента пропорциональности, числа пересечений следов, приходящихся в среднем на единицу длины маршрута или частоты пересечений следов, а также густоты следовых линий в зависимости от объемов выборки (табл. 10).

Таблица 10

Средние значения относительных статистических ошибок групповых средних для показателя учета следов, коэффициента пропорциональности и показателя густоты следовых линий в зависимости от способа группировки данных учета, %

Показатели ЗМУ	Среднее число пересечений следов на одну выделенную группу объединения маршрутов							
	1	3.13	10.3	23.3	46.5	93	186	372
Показатель частоты пересечений следов	442.7	60.5	35.7	20.2	14.9	10.4	7.5	5.2
Учетная лента переменной ширины ($\hat{a} = 20.0$ м)								
Коэффициент пропорциональности	76.5	28.3	23.6	15.9	9.6	6.8	4.9	3.5
Показатель густоты следовых линий	432.3	74.3	51.1	30.5	24.1	16.5	12.0	8.2
Учетная лента постоянной ширины ($d = 20.0$ м)								
Коэффициент пропорциональности	63.0	29.9	17.6	12.0	8.8	6.5	4.6	3.3
Показатель густоты следовых линий	295.0	68.6	48.2	24.9	18.6	13.0	9.2	6.5

Группировка данных учета была проведена так же, как и для случая оценки вариации групповых средних густоты следовых линий относительно истинного значения этого показателя для рассматриваемой модели.

Во второй колонке табл. 10 приведены значения коэффициентов вариации указанных показателей относительно своих выборочных средних. В третьей колонке приведены средние значения статистических ошибок средних показателей для каждого отдельного маршрута. В пяти следующих колонках приведены средние значения статистических ошибок средних показателей для различных вариантов объединения маршрутов по трем равносмещенным относительно друг друга направлениям. В последней колонке приведены значения статистических ошибок средних показателей для всей выборки.

Средние значения относительных статистических ошибок групповых средних коэффициента пропорциональности и показателя густоты следовых линий для учетной ленты переменной ширины в целом несколько больше аналогичных показателей для ленты постоянной ширины. Вариация значений коэффициента про-

порциональности для единичных пересечений значительно меньше соответствующих вариаций показателей частоты пересечений следов и густоты следовых линий. Однако, уже начиная с объединения данных по отдельным маршрутам, указанные различия существенно сокращаются.

Для различных вариантов объединения маршрутов по трем равносмещенным относительно друг друга направлениям, как и для всей выборки в целом, наблюдаются достаточно устойчивые соотношения между средними значениями относительных статистических ошибок групповых средних рассматриваемых параметров учета. Во всех случаях среднее значение относительной статистической ошибки показателя частоты пересечений следов, меньше соответствующего значения показателя густоты следовых линий, для полосы переменной ширины примерно в 1.5 раза, для полосы постоянной ширины – в 1.2 раза. В обоих случаях это существенно, следовательно, определение относительной статистической ошибки плотности населения учитываемого вида по формуле (10) следует признать некорректной. Здесь необходимо отметить, что сумма квадратов для относительных статистических ошибок групповых средних показателя частоты пересечений следов и коэффициента пропорциональности немного меньше для полосы переменной ширины и почти равна для полосы постоянной ширины квадрату относительной статистической ошибки соответствующей групповой средней показателя густоты следовых линий. На основании этого можно говорить о независимости друг от друга первых двух из указанных параметров учета.

Таким образом, относительная статистическая ошибка для оценки плотности населения по формуле ЗМУ должна определяться следующим образом:

$$\varepsilon(D) = \sqrt{\varepsilon^2(s) + \varepsilon^2(\bar{L})}, \quad \varepsilon(S) = \sqrt{\varepsilon^2(k) + \varepsilon^2(x)}, \quad (11)$$

где $\varepsilon(s)$ – относительная статистическая ошибка суммарной протяженности следовых линий, приходящихся в среднем на единицу площади учетной ленты, $\varepsilon(k)$ – относительная статистическая ошибка оценки коэффициента пропорциональности.

Следует отметить, что формула, определяющая относительную статистическую ошибку показателя густоты следовых линий, в выражении (11), является приближенной.

Таким образом, в ходе проведения учета необходимо давать оценку статистической ошибки коэффициента пропорциональности или непосредственно статистической ошибки показателя густоты следовых линий. Определение этих ошибок при натурных исследованиях представляется весьма трудоемким процессом. Наиболее предпочтительным было бы определение указанных характеристик путем моделирования и установления, таким образом, поправочных коэффициентов для перевода значений относительных статистических ошибок показателя частоты пересечений следов в соответствующие значения показателя густоты следовых линий. Для этого необходимы данные инструментальных измерений суточных наследов учитываемых зверей.

Проведение ЗМУ делится на два вида работ, проводящихся одновременно. Это учет следов на маршруте и определение пересчетного коэффициента. Первоначально, по методике, предложенной И. В. Жарковым и В. П. Тепловым (1958), предусматривалось определение пересчетных коэффициентов путем заложения

ряда проб на площадках, где численность зверей определялась методом оклада (Приклонский, 1973). Когда имеется ряд данных о численности учитываемого вида на пробных площадках и соответствующие им данные о числе следов этих зверей, пересеченных маршрутами на этих же площадках, то определение пересчетного коэффициента в виде отношения первого показателя ко второму выглядит вполне естественно. На практике это выразилось в разбиении формулы ЗМУ на два множителя, пересчетный коэффициент K и показатель учета $Пу = x/B$. На наш взгляд, такое разбиение является крайне неудачным, именно оно является причиной непонимания многими охотоведами сути зимнего маршрутного учета.

Несмотря на то, что и при проведении зимнего маршрутного учета, и при проведении учета методом оклада определяется число следов учитываемых зверей, пересекаемых маршрутами, это два совершенно разных учета. И определение пересчетного коэффициента ЗМУ с применением другого учета не является органичным для ЗМУ. В дальнейшем от подобного способа определения пересчетного коэффициента отказались по причине его большой трудоемкости и стали применять для этих целей суточные наследы учитываемых зверей. При этом разбиение формулы ЗМУ на два множителя осталось прежним, и коэффициент пропорциональности оказался в первом из них $K = 1.57/\bar{L}$.

Как было показано нами в настоящей работе, учет следов на маршруте является разновидностью ленточных учетов, результатом которых является определение густоты следовых линий. О возможности такой интерпретации ЗМУ писал Н. Г. Челинцев (2000), по нашему мнению, эта интерпретация учета должна быть основной.

Коэффициент пропорциональности ставит в соответствие числу пересеченных маршрутом следов определенную длину следовых линий и неразрывно связан с показателем частоты пересечений следов. Поэтому должен находиться во втором множителе формулы ЗМУ, а показатель учета ЗМУ должен определять густоту следовых линий. Естественно, что пересчетным коэффициентом в этом случае будет обратная величина от средней длины суточного хода учитываемого вида. Плотность населения животных будет определяться как отношение суммарной протяженности следовых линий, в среднем приходящихся на единицу площади учетной ленты к средней длине суточного хода, что будет понятно даже на интуитивном уровне большинству специалистов охотничьего хозяйства.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Таким образом, зимний маршрутный учет является разновидностью ленточных учетов. Эффективная ширина учетной полосы ЗМУ зависит от формы суточных наследов, в первую очередь, от минимально возможного числа прямолинейных отрезков, на которые можно их разделить, от протяженности этих отрезков и их взаимном расположении относительно друг друга. Она равна средней длине проекций всех прямолинейных отрезков, пересекаемых учетным маршрутом, на перпендикуляр, проведенных к маршруту, взвешенных по величине протяженности участков маршрута, приходящихся на соответствующее пересечение. В этом случае значение отношения суммарной длины следовых линий, приходящихся в среднем на одно пересечение их маршрутом к ширине полосы, при неограниченно

большом числе таких пересечений, стремиться к постоянному числу $\pi/2 = 1.57$, численно равному отношению длины полуокружности к своему диаметру. Это позволяет заменить трудоемкий процесс тропления всех следовых линий в пределах учетной ленты на подсчет числа пересечений следов учетным маршрутом.

Из-за особенностей формы отдельных суточных наследов возможно появление систематических ошибок результатов учета. Чтобы свести такие ошибки к минимуму, необходимо выполнение следующих минимальных требований:

маршруты необходимо закладывать на исследуемой территории не менее чем по трем равносмещенным относительно друг друга направлениям;

протяженность маршрутов по каждому направлению должна быть примерно одинаковой;

суммарная длина всех маршрутов по всем направлениям должна обеспечивать пересечение не менее чем один раз некоторого определенного минимального числа суточных наследов учитываемого вида.

Что касается указанного выше некоторого определенного минимального числа суточных наследов, то его еще только предстоит определить опытным путем для каждого вида и каждого субъекта Российской Федерации. Представляется целесообразным, чтобы указанное минимальное число пересекаемых суточных наследов было таким, при котором уклонение истинного значения коэффициента пропорциональности от его теоретически рассчитанного значения не превышало пяти процентов. В этом случае возможными ошибками смещения можно пренебречь.

При практическом проведении учета на маршрутах с целью определения густоты следовых линий необходимость в определении ширины учетной ленты отсутствует. Так как эта величина одновременно входит в числитель для определения суммарной протяженности следовых линий и в знаменатель для определения площади учетной ленты. Также отсутствует необходимость в практическом определении выборочного значения коэффициента пропорциональности. Как было показано нами в настоящей статье, замена выборочного значения коэффициента пропорциональности на его теоретически определенное значение при выполнении указанных выше минимальных требований будет всегда эффективной.

Однако замена выборочного значения коэффициента пропорциональности на его теоретически рассчитанное значение не отменяет необходимость оценки статистической ошибки этого показателя. Определяемая при проведении ЗМУ в настоящее время оценка вариации показателя частоты пересечений следов существенно меньше вариации суммарной длины следовых линий, приходящихся в среднем на единицу площади учетной ленты. Это приводит к существенному занижению итоговой статистической ошибки оценки плотности населения и численности учитываемых видов на исследуемой территории. В свою очередь, последнее может привести к ошибочной оценке состояния популяций охотничьих животных и принятию неверных управленческих решений.

Так как непосредственное определение вариации густоты следовых линий является очень трудоемким процессом, то наиболее оптимальным с точки зрения затрат будет определение вариационных характеристик этого показателя с помощью моделирования. Таким образом, тропления суточных наследов учитываемых видов

охотничьих животных в ходе проведения ЗМУ следует восстановить. Сами тропления необходимо проводить только с использованием спутниковых навигаторов. Следует отметить непреходящее значение полученных таким образом данных, научная и практическая ценность которых со временем будет только возрастать.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Жарков И. В., Теплов В. П. Инструкция по количественному учету охотничьих животных на больших площадях / Главохота РСФСР. М., 1958. 25 с.

Колемаев В. А., Староверов О. В., Турундаевский В. Б. Теория вероятностей и математическая статистика : учеб. пособие для экон. спец. вузов. М. : Высш. шк., 1991. 400 с.

Кузякин В. А. Результаты моделирования зимнего маршрутного учета // Зимний маршрутный учет охотничьих животных / ЦНИЛ Главохоты РСФСР. М., 1983. С. 193 – 220.

Кузякин В. А., Челинцев Н. Г., Ломанов И. К. Методические рекомендации по организации, проведению и обработке данных зимнего маршрутного учета охотничьих животных в РСФСР (с алгоритмами расчета численности) / ЦНИЛ Главохоты РСФСР. М., 1990. 52 с.

Мирутенко В. С., Ломанова Н. В., Берсенев А. Е., Моргунов Н. А., Володина О. А., Кузякин В. А., Челинцев Н. Г. Методические рекомендации по организации, проведению и обработке данных зимнего маршрутного учета охотничьих животных в России (с алгоритмами расчета численности). М. : Росинформагротех, 2009. 56 с.

Методические указания по осуществлению органами исполнительной власти субъектов Российской Федерации переданного полномочия Российской Федерации по осуществлению государственного мониторинга охотничьих ресурсов и среды их обитания методом зимнего маршрутного учета. Приложение к приказу Минприроды России от 11.01.2012 г. № 1. М., 2012. 18 с.

Методические рекомендации по определению численности копытных, пушных животных и птиц методом зимнего маршрутного учета. Приложение 1 к приказу ФГБУ «Центрохотконтроль» от 13.11.2014 г. № 58. М., 2014. 18 с.

Наумов П. П. Пути решения проблемы внедрения и применения методик зимнего маршрутного учета охотничьих животных (ЗМУ – 2001 – 2013 гг.) // Климат, экология, сельское хозяйство Евразии : материалы III междунар. науч.-практ. конф., посвящ. 80-летию образования ИрГСХА. Иркутск : Изд-во Иркут. гос. с.-х. академии, 2014. С. 236 – 244.

Наумов П. П. Проблемы методического обеспечения учета ресурсов охотничьих животных // Климат, экология, сельское хозяйство Евразии : материалы IV междунар. науч.-практ. конф., посвящ. 70-летию Победы в Великой Отечественной войне (1941 – 1945 гг.) и 100-летию со дня рождения А. А. Ежовского. Иркутск : Изд-во Иркут. гос. с.-х. академии, 2015. С. 138 – 144.

Приклонский С. Г. Пересчетный коэффициент для обработки данных зимнего маршрутного учета промысловых зверей по следам // Бюл. МОИП. Отд. биол. 1965. Т. 70, вып. 6. С. 5 – 12.

Приклонский С. Г. Инструкция по зимнему маршрутному учету охотничьих животных. М. : Колос, 1972. 16 с.

Приклонский С. Г., Кузякин В. А. Методические указания по организации и проведению зимнего маршрутного учета охотничьих животных в РСФСР. М., 1980. 28 с.

Челинцев Н. Г. Математические основы зимнего маршрутного учета // Зимний маршрутный учет охотничьих животных / ЦНИЛ Главохоты РСФСР. М., 1983. С. 158 – 189.

Челинцев Н. Г. Математические основы учета животных / ГУ Центрохотконтроль. М., 2000. 432 с.

**SOME ASPECTS OF THE THEORY OF WINTER ROUTE ACCOUNTING
OF HUNTING ANIMALS**

Igor A. Kondratenkov

*Saratov branch of A. N. Severtsov Institute of Ecology and Evolution,
Russian Academy of Sciences
24 Rabochaya Str., Saratov 410028, Russia
E-mail: kondri60@mail.ru*

Received 17 July 2017, accepted 25 September 2017

Kondratenkov I. A. Some Aspects of the Theory of Winter Route Accounting of Hunting Animals. *Povolzhskiy Journal of Ecology*, 2018, iss. 1, pp. 26–48 (in Russian). DOI: 10.18500/1684-7318-2018-1-26-48.

As a result of our comparison of winter routing with similar (by purpose) band record, a clear interpretation of the factor $\pi/2 = 1.57$ is given, this multiplier is shown to be the proportionality coefficient which maps the number of tracks crossed by the route to the total length of the track lines on the recording band of a certain width. The geometric meaning of this factor has been established, the effective width of the accounting band for winter routing was determined. In the course of our modeling, the random character of the proportionality coefficient was fully revealed, and its statistical characteristics for samples of various sizes were studied. The applicability range of the winter routing formula is outlined.

Key words: winter routing, daily progress, track line density, daily tracks, recalculation coefficient, systematic error.

DOI: 10.18500/1684-7318-2018-1-26-48

REFERENCES

- Zharkov I. V., Teplov V. P. *The Instruction on the Quantitative Accounting of Hunting Animals in Large Territories*. Moscow, RSFSR Glavokhota Publ., 1958. 25 p. (in Russian).
- Kolemaev V. A., Staroverov O. V., Turundaevsky V. B. *Probability Theory and Mathematical Statistics: Studies Guide for Economics Universities*. Moscow, Vysshaya shkola Publ., 1991. 400 p. (in Russian).
- Kuzyakin V. A. Results of Modelling Winter Transect Counts. In: *Winter Transect Counts of Game Animals*. Moscow, TsNIL of the RSFSR Glavokhota Publ., 1983, pp. 193–229 (in Russian).
- Kuzyakin V. A., Chelintsev N. G., Lomanov I. K. *Methodical Instructions for Organizing, Carrying out and Data Processing of the Winter Route Account of the Hunting Animals in the RSFSR (with algorithms for calculating the abundance)*. Moscow, TsNIL of the RSFSR Glavokhota Publ., 1990. 51 p. (in Russian).
- Mirutenko V. S., Lomanova N. V., Bersenev A. E., Morgunov N. A., Volodina O. A., Kuzyakin V. A., Chelintsev N. G. *Methodological Recommendations for the Organization, Implementation and Processing of Winter Tracking data for Hunting Animals in Russia (with abundance calculation algorithms)*. Moscow, Rosinformagrotex Publ., 2009. 56 p. (in Russian).
- Methodical Instructions on the Implementation by the Executive Authorities of the Subjects of the Russian Federation of the Delegated Authority of the Russian Federation to Implement state*

Monitoring of Hunting Resources and Their Habitat by the Method of Winter Route Accounting. Supplement to the Order of the Ministry of Natural Resources of Russia, 11.01.2012, no. 1. Moscow, 2012. 18 p. (in Russian).

Methodical Recommendations for Determining the Abundance of Ungulates, fur Animals and Birds by the Method of Winter Route Accounting. Supplement 1 to the order of the FGBU “Centrophotcontrol” of 13.11.2014, no. 58. Moscow, 2014. 18 p. (in Russian).

Naumov P. P. How to deal with the Problem of the Introduction and Implementation of Techniques of Winter Trip for Hunting Animals (will-2001 – 2013 biennium). *Climate, Ecology, and Agriculture of Eurasia: Materials of III International Scientific-Practical Conference.* Irkutsk, Irkutsk State Academy of Agriculture Publ., 2014, pp. 236–244 (in Russian).

Naumov P. P. Problems of Methodical Support of Resource Accounting of Game Animals. *Climate, Ecology, and Agriculture of Eurasia: Materials of IV International Scientific-Practical Conference.* Irkutsk, Irkutsk State Academy of Agriculture Publ., 2015, pp. 138–144 (in Russian).

Priklonsky S. G. The Recalculation Factor for the Processing of Winter Tracking Data for Game Animals by the Tracks. *Bull. of Moscow Society of Naturalists, Biological Ser.*, 1965, vol. 70, iss. 6, pp. 5–12 (in Russian).

Priklonsky S. G. *The Instruction in the Winter Route Account.* Moscow, Kolos Publ., 1972. 16 p. (in Russian).

Priklonsky S. G., Kuzyakin V. A. *Methodical Instructions on Organization and Holding of the Winter Route Accounting of Game Animals in RSFSR.* Moscow, 1980. 28 p. (in Russian).

Chelintsev N. G. Mathematical Foundations of Winter Route Accounting. In: *Winter Transect Counts of Game Animals.* Moscow, TsNIL of the RSFSR Glavokhota Publ., 1983, pp. 158–189 (in Russian).

Chelintsev N. G. *The Mathematical Basis of Animal Censuses.* Moscow, Centrophotcontrol Publ., 2000. 432 p. (in Russian).