

ПРОСТРАНСТВЕННАЯ СТРУКТУРА НАКОПЛЕНИЯ ЗАПАСОВ ПОДСТИЛКИ В БОЛОТНЫХ БЕРЕЗНЯКАХ ЗАПАДНОЙ СИБИРИ: ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

© 2009 Т.Т. Ефремова¹, А.Ф. Аврова², О.П. Секретенко³

Институт леса им. В.Н. Сукачева СО РАН, г. Красноярск; e-mail: ¹efr2@ksc.krasn.ru;
²avrova@ksc.krasn.ru; ³sekretenko@forest.akadem.ru

В пространственном распределении подстилок болотных березняков выявлены три уровня вариабельности - трендовый, структурный, необъяснённый, которые обусловлены сочетанием типов леса, связанных с особенностями гидрологического режима, парцеллярной расчленённостью и континуальностью напочвенного растительного покрова. Построены эмпирические и модельные вариограммы распределения запасов подстилки. Корреляция запасов подстилки после вычитания трендовой составляющей значима. Радиус пространственной корреляции равен 38,5 метров, отношение наггет/плато 50% характеризует умеренный класс пространственной корреляции.

Ключевые слова: *пространственная структура, геостатистика, подстилка, болотные березняки.*

ВВЕДЕНИЕ

Проблема пространственной изменчивости запасов лесной подстилки относится к числу слабо изученных. Между тем подстилка является одним из главных источников питания древесных растений, служит вмещителем семенных запасов, горючих материалов, определяет лесопродукционный потенциал насаждений и, активно воздействуя на почвенные процессы, приводит к постепенному накоплению почвами новых признаков и свойств. В текущее время в связи с изменением планетарного климата активно обсуждаются биосферные функции лесной подстилки в качестве углеродаккумулирующей системы.

Среди древесных формаций изучением запасов лесной подстилки наименее всего охвачены березняки [12], и прежде всего гидроморфных местообитаний, несмотря на их широкое распространение. Так, на территории Западной Сибири болотные березняки занимают площадь 12,5 млн. га, что составляет 27,4% формационной структуры лесных болот данного региона [5]. Доминирующей является болотно-травяная, а также гипновая группа типов леса, которые слагаются крапивой, папоротниками, лабазником, вейниками, осоками, болотным разнотравьем, а также гипновыми и сфагновыми мхами.

Сложившаяся практика характеризует запасы подстилок на основании некоторого числа отобранных образцов, давая представление о среднем уровне накопления и его вариабельности, что не позволяет выявить истинные масштабы пространственной неоднородности.

Геостатистический подход обычно используется в тех исследованиях, где изучаемый пока-

затель распределен по территории непрерывно, то есть его величина может быть в принципе определена в любой точке исследуемой площади. Достаточно широко его применение встречается в почвоведении [2, 3, 6, 8, 9, 10, 13], в том числе для изучения пространственной структуры накопления лесной подстилки [1, 11]. Основой метода является построение эмпирических и модельных вариограмм, показывающих, насколько различны значения показателя в двух точках пространства в зависимости от расстояния (и направления) между ними. По известной модельной вариограмме величина показателя может быть рассчитана методом кригинга в произвольной точке пробной площади. С точки зрения практических исследователей самой привлекательной чертой геостатистики является стандартизация методологии, дающая возможность описать пространственную структуру, используя только два числа, одно из которых характеризует расстояние, за пределами которого исчезает корреляция, другое - интенсивность проявления корреляции. При этом явно или неявно предполагается, что значения изучаемого показателя различаются тем меньше, чем ближе друг к другу расположены в пространстве точки, в которых он измерен. Прикладные исследования обычно заканчиваются построением эмпирической и модельной вариограмм, без определения точности оценки их значений и параметров, и указанием класса пространственной корреляции по отношению величины необъясненной вариации к объясненной.

Однако остается ряд вопросов. В какой мере интерпретация вариограмм является субъективной? Какому пространственному рисунку может

соответствовать наблюдаемая вариограмма и каков механизм возникновения этого рисунка? Есть ли основания для утверждений относительно присутствия периодичности или других закономерных изменений в распределении признака по площади, или так может выглядеть случайно сформировавшийся пространственный рисунок? Сравнивая вариограммы, относящиеся к разным пробным участкам, может ли исследователь установить, что закон пространственного распределения признака на них различен? Или мы наблюдаем только разные реализации одного и того же закона? Разрабатываемый в последнее время подход, основанный на моделировании пространственной структуры явления и последующей статистической проверке наблюдаемого распределения на соответствие предложенной модели может решить такого рода вопросы [14, 17, 18]. В идеале, в виде математической модели формулируются представления о механизмах возникновения пространственной структурированности изучаемого показателя.

Цель данной работы состоит в количественном описании методами геостатистики закономерностей пространственного распределения запасов подстилки в болотных березняках на примере экологического профиля, в пределах которого наблюдается смена типов леса от крупнотравных до сфагново-мёртвопокровных.

ОБЪЕКТЫ И МЕТОДЫ

Болотные березняки. Исследования проводились в междуречье Оби и Томи на одном из наиболее крупных лесоболотных массивов площадью 2,3 тыс. га, сложенного мощными до 6,5–7 м мезо-евтрофными торфами. К настоящему времени здесь сформировалась локально обособленная внутриболотная гидрографическая сеть, стержневыми элементами которой является речка Еловка и древний заторфованный тальвег в 100–140 м от русла, по которому весной аккумулируются потоки талых вод. Большая часть болота покрыта лесом. Изучались насаждения березы пушистой, окаймляющие береговой вал, представленные разнообразными типами леса. Дренированность торфяных почв, примыкающих к руслу внутриболотной речки, заметно возрастает. Вглубь торфяного массива изменяется уровень почвенно-грунтовых вод (рис. 1а), снижается их проточность, уменьшается плотность сложения и зольность торфяного субстрата, возрастает его кислотность, что обуславливает соответствующую смену доминирующих растительных группировок. Тренд типологического спектра плавно изменяется от крупнотравных типов леса до сфагново-мёртвопокровных. Не-

посредственно у береговой линии формируется папоротниково-крапивно-лабазниковый березняк, примыкает к нему вейниково-крапивно-лабазниковый, в заторфованном тальвеге находится вейниково-осоковый, далее вглубь болотного массива - зеленомошно-болотно-разнотравный березняк, за ним сфагново-мёртвопокровный. Таким образом, накопление подстилки в пределах группы типов болотных березняков определяется как гидрологическими условиями экотопа, так и характером напочвенного растительного покрова, закономерно изменяющегося по мере удаленности от дренирующего русла внутриболотной речки (рис. 1б). От береговой линии вглубь болота был проложен экологический профиль размером 270 м × 50 м. Здесь в течение трех лет (2004–2006 гг.) отбирались образцы по семидесяти точкам опробования с минимальным расстоянием между ними 10 м (рис. 2). Изучались средние за три года запасы подстилки.

Вариография. Одним из условий возможности применения методов геостатистики является стационарность, то есть среднее значение показателя должно быть постоянным на всем исследуемом участке. Если это условие не соблюдается, трендовая составляющая вычитается и вариограмма строится для регрессионных остатков. Тренд может быть или внутренний, то есть связывающий значения показателя с координатами, или внешний, если данные содержат информацию о пространственном распределении другого показателя, объясняющего направленное изменение изучаемой величины. Второе предпочтительней, так как в принципе модель поверхностного тренда должна иметь интерпретацию с точки зрения предметной области [14].

Для расчета эмпирической вариограммы, без учета направления прямой, соединяющей точки, применялась ее «классическая» оценка:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(r_i) - Z(r_i + h)]^2,$$

где r_i - координата i -той точки опробования, $Z(r_i)$ - значение показателя в этой точке, h -расстояние между двумя точками (лаг), $N(h)$ - число пар точек, отстоящих друг от друга на расстоянии h . При независимом распределении величина эмпирической вариограммы не отличается от выборочной дисперсии на любом расстоянии между точками отбора образцов.

Использовалась сферическая модель вариограммы:

$$y(h) = \begin{cases} C_0 + C(1,5h/Q - 0,5h^3/Q^3), & h \leq Q \\ C_0 + C, & h > Q \end{cases}$$

где C_0 - наггет-дисперсия, соответствующая необъясненной части вариации, C - структурная

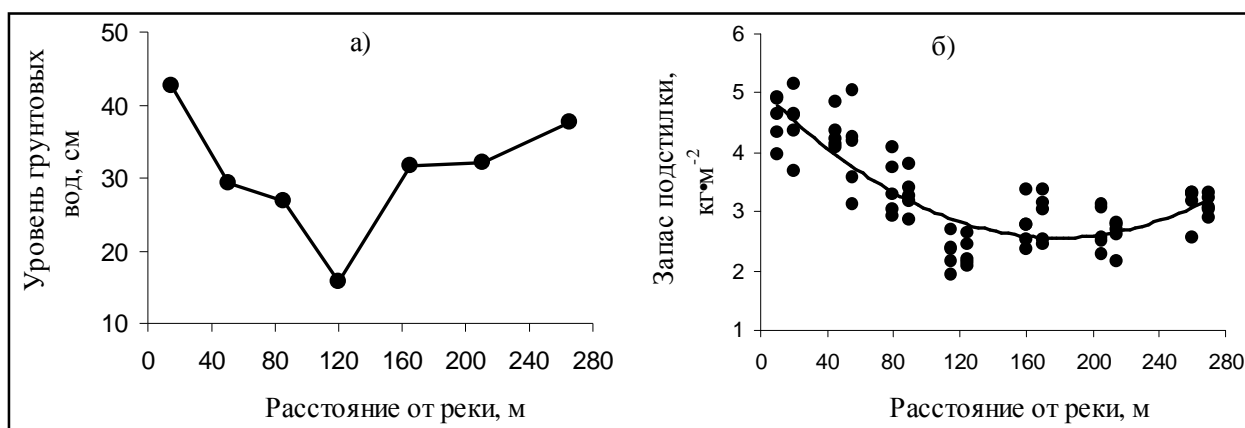


Рис. 1. Изменение уровня грунтовых вод (а) и запасов подстилки (б) в зависимости от расстояния до русла внутриболотной речки.

дисперсия, или объясненная часть вариации, Q - радиус корреляции, $C_0 + C$ - пороговая дисперсия, или плато [4, 8]. Параметры модельной вариограммы рассчитаны методом наибольшего правдоподобия.

Критические области принятия гипотез о виде распределении показателя по площади получены методом Монте-Карло. Последовательность проведения таких тестов для проверки соответствия характеристик точечных структур теоретическим моделям описана, например, в работах Д. Штояна [17, 18]. В геостатистике для всех точек с координатами, в которых измерены значения наблюдаемого показателя, генерируются его теоретические значения согласно выбранной модели, по этой реализации модели рассчитывается вариограмма. Этот цикл (генерация значений – расчет вариограммы) повторяется k раз [15]. Предлагаются величины $k = 99$ для уровня значимости $\alpha = 0.05$ и $k = 999$ для $\alpha = 0.01$ [18]. По всему набору полученных вариограмм для каждого лага находят максимальные и минимальные значения, получая таким образом верхнюю и нижнюю границы области принятия гипотезы о соответствии наблюдаемого распределения теоретическому [15]. Для моделирования независимого распределения применяется слу-

чайная перестановка наблюдаемых значений показателя при фиксированных координатах. Для проверки гипотезы о том, что на близких расстояниях значения показателя скоррелированы, в качестве модели распределения используется случайное гауссовское поле с ковариационной функцией и параметрами, соответствующими рассчитанной модельной вариограмме [14, 15].

Все вычисления выполнены в пакете geoR [14, 16], который является одним из модулей среды R, предназначенной для статистической обработки данных (<http://www.r-project.org>).

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

В экогенетическом ряду мезо-евтрофных березняков выделено шесть типов лесной подстилки: сильноразложившаяся, среднеразложившаяся, корневищная (груборазложившаяся), торфянистая, оторфованная и торфяная. Подстилка того или иного строения приурочена в основном к конкретным типам леса. Полнопрофильная сильноразложившаяся подстилка формируется преимущественно в папоротниково-крапивно-лабазниковом березняке, примыкающем к руслу внутриболотной речки. Вглубь торфяного массива (по мере увеличения моховой растительности и болотного разнотравья в составе напочвенного покрова) строение подстилок упрощается: корневищная, оторфованная и торфянистая слагаются главным образом листовым и ферментативным подгоризонтами, торфяная - очесом сфагновых мхов. Мощность и запасы подстилок по мере удаления от русла речки изменяются соответственно: 5,7 см ($4,5 \text{ кг}\cdot\text{м}^{-2}$) > 4,7 (3,7) > 3,6 (2,1) < 4,5 (2,5) < 6,2 см ($3,0 \text{ кг}\cdot\text{м}^{-2}$). По профилю в целом средний запас подстилки $3,3 \text{ кг}\cdot\text{м}^{-2}$, минимальный - $1,9 \text{ кг}\cdot\text{м}^{-2}$, максимальный - $5,2 \text{ кг}\cdot\text{м}^{-2}$ (рис. 3).

Каждая точка отбора образцов с номером i характеризуется четырьмя величинами - запасом подстилки Z_i , уровнем стояния почвенно-

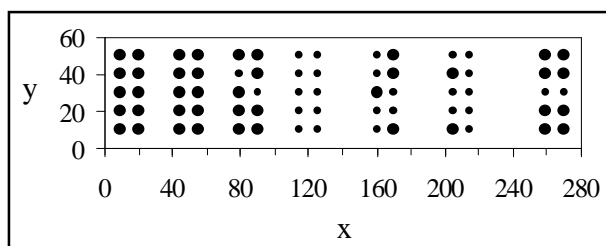


Рис. 2. Схема расположения мест отбора образцов подстилки на экологическом профиле, x - расстояние от русла внутриболотной речки, y - от границы профиля, м. Площади маркеров пропорциональны запасам подстилки.

грунтовых вод w_i , координатами x_i и y_i . Систематическое снижение, а затем возрастание запасов подстилки вдоль экологического профиля (рис. 1б) вызвано совместным влиянием двух гидрологических факторов - уровнем грунтовых вод w (рис. 1а) и их проточностью. С участков профиля, на которых грунтовые воды расположены близко к поверхности почвы, то есть значе-

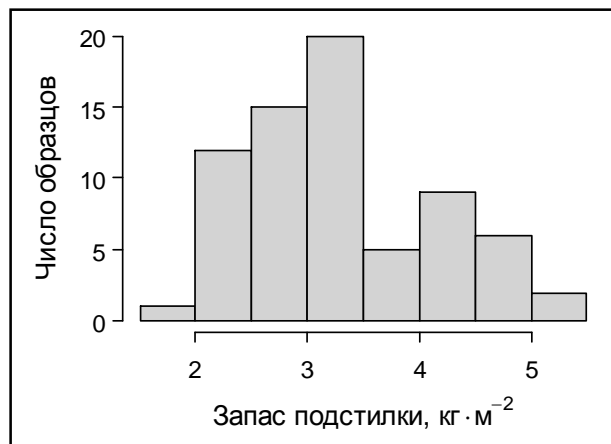


Рис. 3. Гистограмма распределения запасов подстилки в формации болотных березняков.

ния w_i малы, весенний паводок может уносить верхнюю рыхлую часть подстилки. Уменьшение проточности по мере увеличения расстояния x от русла внутриболотной речки приводит к тому, что более продуктивная травянистая растительность сменяется менее продуктивной. Зависимость запасов от этих показателей выражается уравнением линейной регрессии:

$$\hat{w}(w, x) = 2,22 + 0,061 \cdot w - 0,00635 \cdot x.$$

Коэффициенты уравнения значимы, $p < 0,001$; $R^2 = 0,71$. Таким образом, около 70% изменчивости запасов подстилки объясняется гидрологи-

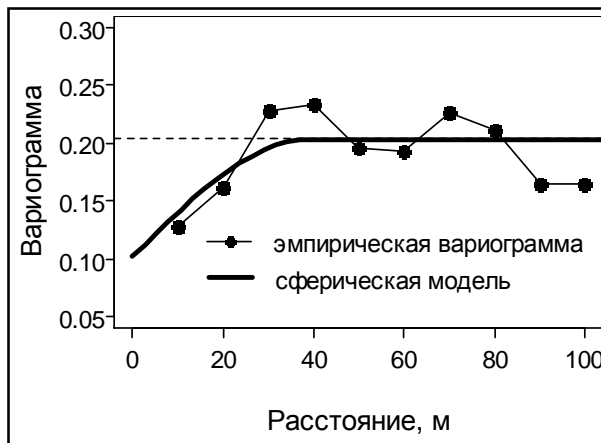


Рис. 4. Эмпирическая вариограмма регрессионных остатков запасов подстилки и ее аппроксимация сферической моделью (радиус корреляции 38,5 м, пороговая дисперсия 0,202, наггет-дисперсия 0,102). Пунктиром обозначена величина выборочной дисперсии (0,203).

ческими факторами. Попытаемся определить, какая часть пространственной вариабельности объясняется тем, что на более ли менее близких расстояниях величины запасов подстилки коррелируют между собой, так как продуцируются группировкой растительности одного и того же типа леса. Эмпирическая вариограмма, построенная для регрессионных остатков $R_i = Z_i - \hat{w}(w_i, x_i)$, на расстояниях 10 и 20 метров имеет значения, заметно меньшие, чем величина выборочной дисперсии, также можно ожидать, что предельное расстояние, на котором проявляется корреляция значений, составляет около 30 метров (рис. 4). Получены следующие параметры сферической модели вариограммы: радиус корреляции 38,5 м, наггет-дисперсия 0,102, пороговая дисперсия 0,202. Отношение двух после-

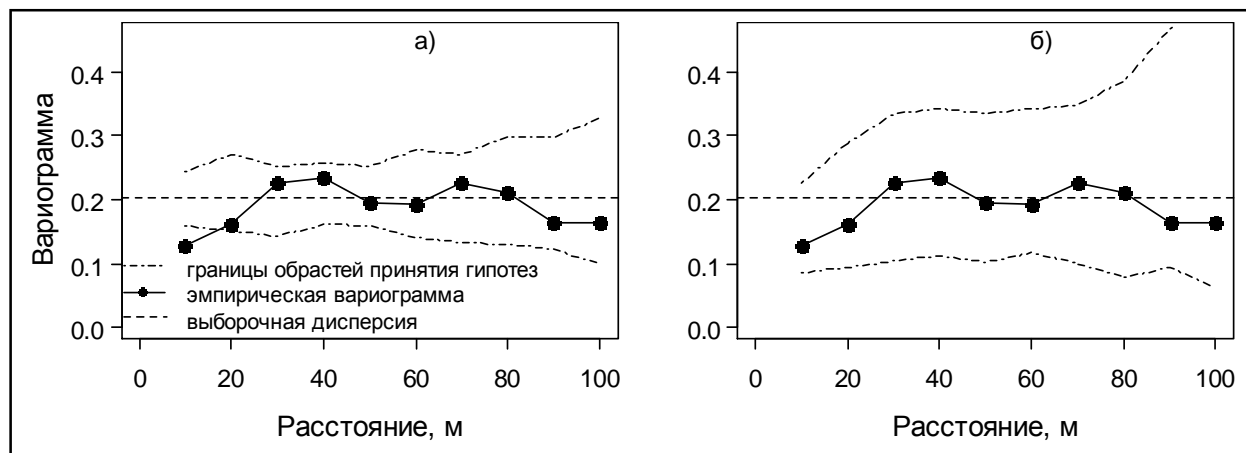


Рис. 5. Эмпирическая вариограмма и 99%-ные области принятия нулевых гипотез: а) о независимом распределении регрессионных остатков запасов подстилки по площади, б) о распределении в соответствии со сферической моделью. В каждом случае использовались по 200 имитаций соответствующих распределений.

дних величин составляет 50,5%, что соответствует классу умеренной пространственной корреляции [2]. Значение эмпирической вариограммы находится за пределами области принятия гипотезы о независимом распределении регрессионных остатков только для расстояния 10 метров (рис. 5а). Говорить о наличии двух максимумов (на расстояниях 35 и 70 метров, рис. 4) или о периодическом поведении вариограммы нет оснований, так как значения этих точек лежат внутри области принятия гипотезы о независимом распределении показателя. Пространственная корреляция описывается моделью гауссовского случайного поля со сферической ковариационной функцией и параметрами, соответствующие подогнанной ранее модельной вариограмме. Эмпирическая вариограмма не выходит за границы области принятия гипотезы о распределении остатков в соответствии с этой моделью (рис. 5б).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Изучены пространственные закономерности накопления подстилки в группе типов болотных березняков, различно удаленных от русла внутриболотной речки в пределах экологического профиля. Выявлены три уровня вариабельности – трендовый, структурный, необъяснённый. Трендовая составляющая связана с особенностями гидрологического режима (глубиной стояния почвенно-грунтовых вод и степенью их проточности), формирующего типологическое разнообразие болотных березняков. Структурная вариабельность (после вычитания тренда) определяется сочетанием типов леса, то есть своеобразием напочвенного растительного покрова. Необъяснённая вариабельность (нагетт-дисперсия), видимо, обусловлена парцеллярной расчленённостью и континуальностью фитоценоза. Построены эмпирические и модельные вариограммы распределения запасов, получены области принятия гипотез о независимом распределении показателя и о его распределении в соответствии со сферической моделью вариограммы., показано, что корреляция запасов подстилки после вычитания регрессионной составляющей значима. Отношение нагетт/плато, равное 50,5%, характеризует умеренный класс пространственной корреляции. Необъяснённое пространственное варьирование составляет 15%.

Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ № 08-04-92501.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Благовещенский Ю.Н., Богатырев Л.Г., Соломатова Е.А., Самсонова В.П. Простран-

- ственная изменчивость мощности подстилки в лесах Карелии // Почвоведение. 2006. № 9. С. 1029-1035.
2. Геостатистика и география почв [под ред. В. П. Красильникова]. М.: Наука, 2007. 175 с.
3. Гумматов Н.Г., Жиромский С.В., Мироненко Е.В., Пачепский Я.А., Щербаков Р.А. Геостатистический анализ пространственной изменчивости водоудерживающей способности серой лесной почвы // Почвоведение. 1992. № 6. С. 52–62.
4. Демьянов В.В., Каневский М.Ф., Савельева Е. А., Чернов С. Ю. Вариография: исследование и моделирование пространственных корреляционных структур // Проблемы окружающей среды и природных ресурсов: обзорная информация. № 11. М.: ВИНТИ, 1999. С. 33–54.
5. Ефремов С.П., Ефремова Т.Т., Блойтен В. Биологическая продуктивность и углеродный пул фитомассы лесных болот Западной Сибири // Сибирский экологический журнал. 2005. № 1. С. 29-44
6. Иванникова Л.А., Мироненко Е.В. Теория регионализированных переменных при исследовании пространственной вариабельности показателей агрохимических свойств почвы // Почвоведение. 1988. № 5. С. 113-121.
7. Кузякова И.Ф., Романенков В.А., Кузяков Я.В. Метод геостатистики в почвенно-агрохимических исследованиях // Почвоведение. 2001. № 9. С. 1132–1139.
8. Кузякова И.Ф., Романенков В.А., Кузяков Я.В. Применение метода геостатистики при обработке результатов почвенных и агрохимических исследований // Почвоведение. 2001. № 11. С.1365-1376.
9. Самсонова В.П., Мешалкина Ю.Л., Дмитриев Е.А. Структуры пространственной вариабельности агрохимических свойств пахотной дерново-подзолистой почвы // Почвоведение. 1999. № 11. С. 1359–1366.
10. Сидорова В.А., Красильников П.В. Почвенно-географическая интерпретация пространственной вариабельности химических и физических свойств поверхностных горизонтов почв степной зоны // Почвоведение. 2007. № 10. С. 1168-1178.
11. Соломатова Е.А., Красильников П.В., Сидорова В.А. Строение и пространственная вариабельность лесной подстилки в ельнике чернично-зеленомошном Средней Карелии // Почвоведение. 1999. № 6. С. 764-773.
12. Честных О.В., Лыжин В.А., Кокишарова А.В. Запасы углерода в подстилках лесов России // Лесоведение. 2007. № 6. С. 114-121.
13. Corstanje R., Grunwald S., Lark R.M. Inferences from fluctuations in the local variogram about the assumption of stationarity in the variance // Geoderma. 2008. V. 143. P. 123–132.
14. Diggle P.J., Ribeiro Jr.P.J. Model-based geostatistics. NY.: Springer New York, 2007. 228 p.
15. Gneiting T., Sevcikova H., Percival D.B.,

- Schlather M., Jiang Y.* Fast and Exact Simulation of Large Gaussian Lattice Systems in R^2 : Exploring the Limits. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 2006. V. 15. P. 483-501.
16. *Ribeiro P. J. Jr., Diggle P. J.* GeoR: A package for geostatistical analysis // *R-NEWS*, 2001. V. 1. № 2. ISSN 1609-3631. P. 15–18.
17. *Stoyan D.* Basic Ideas of Spatial Statistics // *Statistical Physics and Spatial Statistics. Lecture Notes in Physics*. Springer, 2000. V. 554. P. 3-21.
18. *Stoyan D., Stoyan H.* Fractals, random shapes and point fields. Chichester: John Wiley and Sons, 1994. 389 p.

THE SPATIAL PATTERN OF ACCUMULATED BIOMASS LITTER IN A BOG BIRCH FOREST IN WESTERN SIBERIA: A GEOSTATISTICAL ANALYSIS

© 2009 T.T. Efremova¹, A.F. Avrova², O.P. Sekretenko³

V.N. Sukachev Forest Institute SB RAS, Krasnoyarsk; ¹efr2@ksc.krasn.ru;
²avrova@ksc.krasn.ru; ³sekretenko@forest.akadem.ru

The accumulation of biomass litter was measured at each of the 70 sampling locations in the 270x50 m transect in a bog birch forest. Nearly 70% of the spatial variation in the accumulated biomass of litter is explained by the drift of the properties of the ground water along the transect. Sample and model variograms were used to quantify the spatial correlation of the residuals from the corresponding linear model. The radius of the spatial correlation was estimated as 38.5 m, the nugget variance as 0.102, and the signal variance as 0.1. The statistically significant spatial correlation of the residuals is explained by the spatial structure of the vegetation.

Key words: *geostatistics, bog birch forest, litter, spatial pattern.*