

УДК 574.4:504.054

К МЕТОДИКЕ ИЗМЕРЕНИЯ МОЩНОСТИ ЛЕСНОЙ ПОДСТИЛКИ ДЛЯ ЦЕЛЕЙ ДИАГНОСТИКИ ТЕХНОГЕННЫХ НАРУШЕНИЙ ЭКОСИСТЕМ

© 1997 г. Е. Л. Воробейчик

*Институт экологии растений и животных УрО РАН
620144 Екатеринбург, ул. 8 Марта, 202*

Поступила в редакцию 18.12.95 г.

Распределение мощности лесной подстилки в пределах пробной площади (за исключением пристоволовых участков) соответствует нормальному закону и не меняется по градиенту загрязнения от металлургического завода. Наиболее информативные показатели мощности – средняя арифметическая и верхняя квартиль выборки. Для грубого разделения территории на фоновую и импактную зоны достаточно 7–8 измерений мощности, для оценки средней с погрешностью 0.5 см количество измерений составляет 6–57 для хвойной подстилки и 2–13 – для лиственной.

Мощность лесной подстилки – важный диагностический признак интенсивности деструкционных процессов, отражение баланса поступления и разложения органического вещества в экосистеме. При химическом загрязнении подстилка реагирует одной из первых (Арманд и др., 1991; Черненкова, 1991), становясь значительно более мощной возле точечных источников выбросов (Воробейчик, 1995; Freedman, Hutchinson, 1980; Strojjan, 1978; Tyler, 1984). Основная причина этого – ингибирование сапрофильного комплекса почвенной биоты. Установлены тесные связи между накоплением подстилки и концентрацией в ней поллютантов (Coughtrey et al., 1979); полученные зависимости “доза–эффект” (“концентрация поллютантов–мощность подстилки”) имеют S-образный вид (Воробейчик, 1995). Все это дает основание считать перспективным использование параметров подстилки для диагностики техногенных нарушений лесных экосистем. Однако остается нерешенным ряд методических вопросов.

Мощность подстилки традиционно измеряют при описаниях почвенных разрезов. Но точность оценки при этом минимальная, поскольку оперируют единственным значением, а надежность выводов полностью зависит от интуиции исследователя, определившего конкретное место закладки разреза. Из-за этого предпочтение чаще отдают другому, менее субъективному показателю – запасу подстилки (Карпачевский, 1981), измерение которого, однако, более трудоемко. Вместе с тем, если правильно организована измерительная процедура, мощность подстилки может быть объективным, надежным и точным показателем при существенном выигрыше в трудоемкости и значительной экономии времени.

В настоящей работе исследовано изменение статистических характеристик мощности по гра-

диенту техногенного загрязнения. Это дает необходимую информацию для разработки корректной процедуры измерений.

РАЙОН ИССЛЕДОВАНИЙ

Работы выполнены в подзоне южной тайги на территории, более 50 лет подвергающейся аэрогенному загрязнению от Среднеуральского металлургического завода (г. Ревда). Основные составляющие выбросов – SO_2 и тяжелые металлы (Cu, Pb, Zn, Cd и др.). Техногенное подкисление среды (смещение $\text{pH}_{\text{водный}}$ почвы (0–5 см) с 5.5–6.2 до 4.4–4.8) обуславливает высокую биогеохимическую активность металлов и, соответственно, их токсичность для биоты. Концентрации подвижных форм Cu, Pb, Cd в почве возле завода увеличены более чем в 10 раз по сравнению с местным фоном. Это создает мощный градиент нагрузки на лесные экосистемы, деградация которых ярко выражена на расстоянии до 4–5 км от завода. Данные о степени загрязнения территории и характере техногенного изменения лесной растительности приведены нами ранее (Воробейчик, 1995; Воробейчик, Хантемирова, 1994; Воробейчик и др., 1994). В настоящей работе исследованы березняки, пихто-ельники и сосняки на серых лесных и бурых горно-лесных почвах.

МЕТОДИКА

Измерения мощности подстилки проведены в июне 1990 г. на 85 пробных площадях (25 × 25 м), расположенных в узлах регулярной прямоугольной сетки 5 × 17 км с шагом в 1 км. Полигон пролегает в направлении, противоположном господствующим ветрам. В данном случае мы под

Таблица 1. Информативность различных показателей мощности подстилки (*F*-отношение)

Параметр	Оценка дозы нагрузки		
	расстояние до завода	металлы в снеге	металлы в почве
Средняя арифметическая	30.26	15.94	10.29
Средняя геометрическая	29.29	15.27	9.79
Медиана	28.22	15.06	9.82
Мода	17.70	11.08	6.79
Минимальный лимит	19.90	11.03	6.70
Максимальный лимит	20.78	16.85	8.86
Размах	8.90	10.27	6.65
Нижняя квартиль	26.44	14.03	8.28
Верхняя квартиль	28.93	15.78	11.20
Интерквартильный размах	6.94	6.94	9.50
Асимметрия	1.12*	0.31*	0.32*
Экссесс	1.02*	0.43*	1.64*
Коэффициент вариации	5.21	1.82*	1.25*
Индекс гомогенности	1.37*	1.20*	1.70*
Отклонение от нормального распределения по критерию Колмогорова	2.83	1.46*	3.22

* Значения недостоверны на 5%-ном уровне значимости.

“подстилкой” везде понимаем листовую и ферментативный горизонты (L и F). Гумусовый горизонт (H) не рассматривается, так как его границу с почвой часто бывает установить затруднительно; также не рассматривается свежий опад. Мощность подстилки измеряли линейкой с точностью до 0.5 см в 30 прикопках на пробную площадь. Границу подстилки с почвой устанавливали по структуре, плотности и цвету. Расположение прикопок случайное, исключая пристволовые участки (с радиусом до 0.5–1 м от ствола) и лесные поляны.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

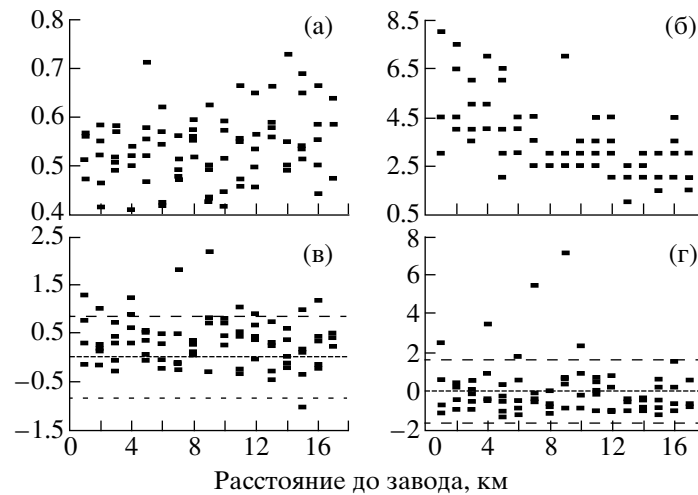
Информативность показателей

Мощность подстилки можно охарактеризовать многими частными показателями. Однако такая избыточность служит помехой в диагностике, лишь увеличивая информационный “шум”. Показатель может быть включен в систему диагностических признаков только при условии его достаточной информативности. Под последней в данном случае мы, вслед за А.Д. Армандом с соавт. (1991), понимаем индуцированную нагрузкой изменчивость. Информативность тем выше, чем больше разброс значений между разными грациями нагрузки и чем меньше разброс внутри граций. При таком понимании естественной количественной мерой информативности выступает *F*-отношение Фишера, используемое в стандартном дисперсионном анализе (отношение межгрупповой дисперсии средних к средней внутригрупповых дисперсий).

Информативность показателей, с разных сторон характеризующих мощность подстилки, существенно различается (табл. 1). Это – хорошая иллюстрация необходимости проведения специальных работ по сравнению параметров, предшествующих их включению в систему диагностических признаков. Также существенно различаются ряды информативности при разных способах оценивая дозы техногенной нагрузки. Мы использовали три варианта: расстояние до источника выбросов; валовое содержание Cu, Pb, Cd в снеге; содержание подвижных форм этих же элементов в верхнем (0–5 см) слое почвы (в последних двух случаях использован суммарный показатель загрязнения – сумма превышений концентраций местного фона). Различия, вероятно, связаны со статистическим (а не функциональным) характером связей между рассмотренными оценками дозы нагрузки, с различных сторон характеризующими степень техногенного воздействия на экосистемы.

Следовательно, необходимо выбирать показатели, которые сохраняют высокую информативность при разных способах оценки дозы нагрузки. Таких показателей оказалось два – средняя арифметическая и верхняя квартиль выборки. Именно их можно рекомендовать для использования в диагностике техногенных нарушений лесных экосистем. Максимальный лимит выборки, имея наибольшую информативность при одном варианте оценки нагрузки, мало информативен при остальных. Вероятно, это связано с чувствительностью порядковых статистик к случайным отклонениям.

Другие аналитические средние (геометрическая), средние положения (медиана, мода, нижняя



Изменение параметров пространственного распределения мощности подстилки в зависимости от расстояния до завода: а – индекс гомогенности, б – размах значений (см), в – асимметрия, г – эксцесс. Пунктиром показан уровень, за пределами которого значения асимметрии и эксцесса значимо ($P < 0.05$) отличаются от нуля.

квартиль) и минимальный лимит выборки существенно уступают в информативности указанным показателям. Параметры варьирования (обычный и интерквартильный размах, коэффициент вариации, индекс гомогенности) и статистического распределения (асимметрия, эксцесс) мало или совсем не информативны, что связано с отсутствием их закономерного изменения по градиенту загрязнения (см. рисунок).

Варьирование значений мощности

Основа для разработки процедуры корректного измерения мощности – информация о ее вариабельности (см. рисунок, табл. 2). Полученная

точность оценивания мощности (отношение ошибки к средней) достаточно высока: на фоновой территории она составляет 3.4–9.8%, на импактной – 3.2–7.6% (в среднем – 5.7%). При приближении к источнику выбросов значительно возрастает размах мощности, достигая 7–8 см против фоновых 1.5–4.5 см. Это связано с появлением на импактной территории участков с мало-мощной подстилкой из-за деградации травяно-кустарничкового яруса. Увеличение размаха означает расширение границ, в пределах которых распределяются значения мощности.

Пространственная неоднородность оценена с помощью предложенного нами ранее индекса

Таблица 2. Средняя мощность подстилки, параметры ее вариабельности и необходимый объем выборки для оценки средней с допустимой погрешностью 0.5 см при 5%-ном уровне значимости

Параметр	Состав подстилки и зона нагрузки			
	лиственная		хвойная	
	импактная (3)	фоновая (27)	импактная (21)	фоновая (34)
\bar{X} , см	4.2	1.9 (0.7–2.9)	5.4 (4.7–6.6)	2.3 (1.5–3.4)
s , см:				
внутри площадки	0.78	0.69 (0.28–0.93)	1.34 (1.00–1.93)	0.88 (0.65–1.31)
между площадками	0.11	0.52	0.57	0.42
CV , %:				
внутри площадки	18.6	36.6 (25.1–54.0)	25.0 (17.4–41.3)	38.2 (28.1–52.9)
между площадками	2.5	26.6	10.6	18.6
Объем выборки:				
проб на площадку	9	7 (2–13)	28 (15–57)	12 (6–26)
площадок на зону	1	4	5	3

Примечание. \bar{X} – средняя арифметическая; s – среднее квадратическое отклонение; CV – коэффициент вариации; в скобках – количество исследованных пробных площадок.

гомогенности – отношения регистрируемой дисперсии к максимально возможной при фиксированных лимитах (Воробейчик, 1986):

$$K = \sqrt{\frac{D}{(X_{\max} - X_{av})(X_{av} - X_{\min})}}$$

где D – дисперсия; X_{\max} , X_{av} , X_{\min} – максимальное, среднее и минимальное значения в выборке. Этот показатель нивелирует влияние лимитов выборки и вычлняет “истинную” составляющую варьирования; он меняется от нуля при минимальной неоднородности до единицы при максимальной. Индекс гомогенности увеличен на некоторых площадках фоновой территории (выше 0.6), что, вероятно, связано с приближением значений мощности к пределу погрешности измерений (0.5 см). В остальном он одинаков на всем градиенте нагрузки (равен 0.4–0.6) и характеризует случайный тип пространственного распределения, т.е. отсутствие ярко выраженных пятен или разрежений подстилки. Следовательно, хотя техногенная нагрузка ведет к расширению границ значений мощности, но в их пределах вариабельность остается константной. В коэффициенте вариации “истинная” составляющая варьирования завуалирована влиянием лимитов, из-за чего наблюдаются различия между зонами нагрузки.

Статистическое распределение мощности на всем градиенте загрязнения соответствует нормальному закону. Только на 3.5% пробных площадок зарегистрировано существенное отклонение от нормальности (по критерию Колмогорова–Смирнова с $P < 0.05$). На 10.6% площадок вывод о соответствии нормальному закону на основании этого же критерия менее определен ($0.05 < P < 0.10$). Не меняются в градиенте загрязнения значения асимметрии и эксцесса. На 87–93% пробных площадок они значимо не отличаются от нуля, что также характеризует нормальный тип распределения. Во всех остальных случаях, кроме одного, имеет место положительное отклонение асимметрии и эксцесса, что связано с увеличением доли малых величин мощности, возможно, из-за отмеченной выше особенности измерений.

Полученные нами результаты противоположны выводу Л.О. Карпачевского (1981) о несоответствии распределения запасов лесной подстилки (что в данном случае аналогично распределению мощности) нормальному закону. Противоречие связано с различиями в схеме измерений: Л.О. Карпачевский использовал серию сопряженных проб, пролегающую от ствола к стволу. Распределение при этом было полимодальным – один из максимумов частот соответствовал пристволовым участкам (до 0.5–2.5 м от ствола), другой – пространству между стволами. В нашем же случае схема измерений такова, что пристволовой максимум частот предварительно отсекается, и

распределение становится унимодальным. Указанное различие определяет и существенные расхождения в величине коэффициента вариации – у Л.О. Карпачевского он почти в два раза выше (53–68%). Расчет же коэффициента вариации отдельно по пристволовой и межстволовой частям пространства дает сходные с нашими величины (14–16%). Также сходны с полученными нами оценки варьирования мощности подстилки, например, ельников северной тайги – 18–55% (Кашулина, 1990) и дубрав – 20–29% (Strojan, 1978).

Объем выборки

Знание параметров пространственной неоднородности позволяет рассчитать необходимый объем выборки. На основе проведенного ранее анализа изменения мощности подстилки в условиях загрязнения (Воробейчик, 1995) выделены две четко различающиеся зоны нагрузки – фоновая и импактная. Буферная зона занимает незначительную часть территории и включает участки с мощностью, характерной как для фоновой, так и для импактной зон. Среднеквадратические отклонения, как и средние, различаются между зонами. Соответственно различаются и вычисленные на основе стандартной формулы (Зайцев, 1984) требуемые объемы выборок (см. табл. 2). Они выше для хвойных подстилок по сравнению с лиственными и для импактной зоны по сравнению с фоновой. Варьирование средних в пределах зоны существенно меньше, чем в масштабе пробной площади. Из-за этого необходимое число пробных площадок для оценки средней на зону мощности невелико – от 3 до 5 (данные по лиственным подстилкам в импактной зоне ненадежны из-за малого количества исследованных площадок).

Полученные объемы выборок обеспечивают оценку средней мощности с допустимой погрешностью в 0.5 см (это соответствует 10–20% точности) при 5%-ном уровне значимости. Для целей диагностики более важно решение другой задачи – принятие или отклонение гипотезы о принадлежности конкретной пробной площади фоновой зоне. Необходимый объем выборки для этого можно установить следующим образом (Айвазян и др., 1983):

$$n = \frac{(u_{1-\alpha} + u_{1-\beta})^2}{R(H_0, H_1)},$$

где u_q – квартиль уровня q стандартного нормального закона, α и β – вероятности ошибок первого и второго рода (отвергнуть нулевую гипотезу, если она верна; принять нулевую гипотезу, если верна альтернативная); R – “расстояние” между нулевой (H_0) и альтернативной (H_1) гипотезами (вычисляется как интеграл разности плотностей распределения совокупностей, соответствующих нулевой и альтернативной гипотезам). Данный

метод нахождения объема выборки реализован, в частности, в пакете Statgraphics для IBM-ЭВМ.

В нашем случае нулевая гипотеза заключается в том, что пробная площадь принадлежит фоновой зоне, альтернативная – импактной. При расчетах мы приняли $\alpha = \beta = 0.05$. Результаты следующие: для наихудшего случая (максимальная средняя в фоновой зоне, минимальная – в импактной, максимальная дисперсия) необходимый объем выборки составляет 7 измерений для листовенной подстилки и 8 для хвойной. Интересно, что для наилучшего случая (минимальная средняя в фоновой зоне, максимальная – в импактной, минимальная дисперсия) и для хвойной, и для листовенной подстилки достаточно одного измерения. Таким образом, когда необходимо произвести грубое разделение территории на две зоны, резко различающиеся по мощности подстилки, количество измерений на площадке может быть сведено к минимуму.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Ранее было показано (Воробейчик, 1995), что мощность лесной подстилки – адекватный параметр для задач диагностики нарушений экосистем. При корректном подборе пробных площадок его использование позволяет надежно проводить зонирование по интенсивности деструкционных процессов. В настоящей работе мы продемонстрировали, что мощность подстилки – достаточно точный показатель, требующий для принятия надежных выводов небольших объемов измерений. Если необходимо провести грубое разделение территории на фоновую и импактную зоны, достаточно всего 7–8 измерений на площадку. Для оценки средней с приемлемой точностью на фоновой территории необходимо 6–26 измерений мощности хвойной подстилки и 2–13 листовенной. На импактной территории число измерений должно быть увеличено до 15–57 и 9 соответственно. Выигрыш в трудоемкости и времени по сравнению с определением запаса подстилки очевиден. Поэтому мощность подстилки может быть рекомендована для включения в систему диагностических признаков состояния лесных экосистем (как экспресс-оценка). При этом наиболее информативный в статистическом смысле показатель мощности – средняя арифметическая; в качестве дополнительного – может быть использована верхняя квартиль выборки.

Варьирование характеристик подстилки в пространстве в первую очередь определяется парцеллярной структурой биогеоценоза (Карпачевский, 1981; Баранова, 1988). Поэтому выявленные положительные свойства показателя мощности имеют место, когда на обычную схему рандомизированного отбора наложены определенные ограничения (т.е. когда используется стратифицированный отбор) – территория делится на три типа (прост-

ранство возле стволов, между стволами, окна древостоя) и мощность оценивается отдельно в каждом из них. Смешение указанных типов в одной выборке ведет к резкому увеличению варьирования и, соответственно, вероятности ошибочных выводов. Поэтому при проведении конкретных измерений данный аспект будет иметь значительно большее значение, чем соблюдение найденных объемов выборки.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д.* Прикладная статистика. Основы моделирования и первичная обработка данных. М.: Финансы и статистика, 1983. 471 с.
- Арманд А.Д., Кайдакова В.В., Кушнарёва Г.В., Добродеев В.Г.* Определение пределов устойчивости геосистем на примере окрестностей Мончегорского металлургического комбината // Изв. АН СССР. Сер. географич. 1991. № 1. С. 93–104.
- Баранова Т.А.* Применение метода трансекты для изучения запасов лесной подстилки // Проблемы экологии Прибайкалья. Иркутск, 1988. С. 4.
- Воробейчик Е.Л.* Количественные показатели пространственной структуры для биогеоценологических исследований наземных экосистем // Экология. 1986. № 2. С. 94.
- Воробейчик Е.Л.* Изменение мощности лесной подстилки в условиях химического загрязнения // Экология. 1995. № 4. С. 278–284.
- Воробейчик Е.Л., Садыков О.Ф., Фарафонов М.Г.* Экологическое нормирование техногенных загрязнений наземных экосистем (локальный уровень). Екатеринбург: Наука, 1994. 280 с.
- Воробейчик Е.Л., Хантемирова Е.В.* Реакция лесных фитоценозов на техногенное загрязнение: зависимость доза–эффект // Экология. 1994. № 3. С. 31–43.
- Зайцев Г.Н.* Математическая статистика в экспериментальной ботанике. М.: Наука, 1984. 424 с.
- Карпачевский Л.О.* Лес и лесные почвы. М.: Лесн. пром-сть, 1981. 264 с.
- Кашиulina Г.М.* Некоторые особенности внутрибиогеоценологических различий свойств Al-Fe-гумусовых подзолов // Структура и функции наземных и водных экосистем Севера в условиях антропогенного воздействия. Апатиты, 1990. С. 71–84.
- Черненко Т.В.* Фитоиндикация ранних стадий техногенного нарушения северотаежных биоценозов // Биоиндикация и биомониторинг. М., 1991. С. 114–120.
- Coughtrey P.J., Jones C.H., Martin M.H., Shales S.W.* Litter accumulation in woodlands contaminated by Pb, Zn, Cd and Cu // Oecologia (Berl.). 1979. V. 39. № 1. P. 51–60.
- Freedman B., Hutchinson T.C.* Smelter pollution near Sudbury, Ontario, Canada, and effects of forest litter decomposition // Effects of acid precipitation on terrestrial ecosystems. N.Y., L., 1980. P. 395–434.
- Strojan C.L.* Forest leaf litter decomposition in the vicinity of a zinc smelter // Oecologia (Berl.). 1978. V. 32. № 2. P. 203–212.
- Tyler G.* The impact of heavy metal pollution on forests: a case study of Gusum, Sweden // Ambio. 1984. V. 13. № 1. P. 18–24.