

УДК 631.46:628.3

**СТАТИСТИЧЕСКИЙ МЕТОД ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ
ПРИМЕНЕНИЯ НЕТРАДИЦИОННЫХ УДОБРЕНИЙ***С.Ю. Селивановская, А.А. Савельев, И.Н. Курицин***Аннотация**

Для выявления эффективной схемы обработки почвы нетрадиционным удобрением предложен статистический метод, учитывающий долговременную динамику параметров микробного сообщества. Для этого на основе экспериментальных данных об изменении параметров микробного сообщества контрольной схемы создаются нелинейные модели их динамики, и проводится статистическое сопоставление параметров микробных сообществ опытных и контрольной схем с последующим анализом этих данных методами кластерного анализа.

Ключевые слова: динамика микробных сообществ, компосты, кластерный анализ, временные ряды, генерализованные аддитивные модели.

Введение

Согласно данным, представленным в литературе, все подходы к исследованию влияния нетрадиционных удобрений, в частности осадков сточных вод, на почвы можно разделить на три группы. Первая – это лабораторные опыты, длящиеся от 1 месяца до полугода, редко до года, в которых чаще всего испытывается влияние токсикантов, входящих в состав осадков сточных вод (ОСВ), на почвенные организмы и процессы либо проверяется возможность применения ОСВ для ремедиации почв [1–9]. В этих работах исследуется динамика процессов, и заключение делается на основе последнего измерения анализируемых параметров по сравнению с контрольным вариантом. Вторая группа – это долговременные полевые эксперименты, в которых почвенное сообщество на протяжении длительного периода подвергается воздействию ОСВ [10–22]. Затем на определенном этапе однократно определяют спектр параметров в обработанных почвах, значения которых по сравнению с таковыми в необработанных (контрольных) почвах и служат основанием для заключения о полезности или вредности применения ОСВ. В то же время такой однократный анализ может предоставить исследователю результаты, неадекватно отражающие сложившуюся ситуацию. И лишь в последнее время появились единичные публикации, которые можно отнести к третьей группе – в них предпринята попытка исследовать ряд параметров, характеризующих состояние почвенного сообщества, в динамике многолетнего эксперимента [23, 24]. Однако анализ большого массива разнородных данных, отражающих динамику различных параметров почвенных процессов в течение длительного времени, затруднителен. Возможным

решением этой проблемы является использование математических методов, которые в почвенной экологии пока не нашли широкого применения [21, 25–27].

Таким образом, целью настоящего исследования явилась разработка статистического метода оценки результатов полевых исследований для выбора наиболее оптимальной схемы применения нетрадиционных удобрений с учетом долговременной динамики изменения параметров.

1. Методика

Для получения исходных данных анализировали серую лесную почву лесного питомника «Матюшинский» Столбищенского лесничества Пригородного лесхоза Республики Татарстан, обработанную компостами из осадков сточных вод станции очистки г. Казани. Компосты готовили в полевых условиях из ОСВ, опилок и торфа в соотношении 1 : 1 : 1 (по массе). Первое внесение компоста осуществляли в дозах 25, 50 и 75 т/га весной 1999 г. Второе внесение компоста из ОСВ осуществляли весной 2001 г. На половину участков, обработанных в 1999 г., компост вносили повторно в дозах 25, 50 и 75 т/га (варианты 25(3), 50(3), 75(3)). На вторую половину участков, в данную ротацию компост не вносили (варианты 25(2), 50(2), 75(2)). Для того чтобы оценить эффект более высоких доз компоста на новые, необработанные ранее участки компост вносили в дозах 100, 150, 175 т/га (варианты 100, 150, 175). В 2003 г. участки были вспаханы и оставались под паром. Третью обработку почвы компостом проводили весной 2004 г. На участки вариантов 25(2), 50(2), 75(2) вносили компост в дозах 30, 45 и 60 т/га соответственно. Аналогичное внесение осуществляли на участки вариантов 25(3), 50(3), 75(3) – 30, 45 и 60 т/га соответственно. На участки вариантов 100, 150 и 175 компосты не вносили. Все опытные участки были заложены в четырех повторностях и расположены рандомизированно.

Для почвенного анализа с каждого участка отбирали по пять почвенных образцов с глубины 0–10 см методом конверта. Образцы освобождали от корневых остатков, просеивали через сито с диаметром ячеек 2 мм и до начала анализа хранили в бумажных пакетах при 4 °С.

Определение суммарной микробной биомассы проводили экстракционно-фумигационным методом [28]. Базальную респираторную активность почвенного микробного сообщества определяли по количеству выделяемого CO₂ титрованием после его поглощения щелочью [29]. Потенциальную активность азотфиксации почвенного микробного сообщества определяли ацетиленовым методом [30].

Измерение всех параметров проводили не менее чем в трехкратной повторности. Для оценки статистических характеристик результатов экспериментов был применен метод рандомизации [31]. Для нелинейного описания динамики параметров во времени были использованы нелинейные обобщенные аддитивные модели (GAM – generalized additive models) [32]. Для объединения массивов данных в группы применяли кластерный анализ [33]. Кластеризацию данных осуществляли методом Варда [34]. Для написания программы и выявления устойчиво эффективных схем обработки почв нетрадиционным удобрением использовали программный пакет R [35].

2. Результаты и их обсуждение

На первом этапе были получены исходные данные о функционировании почвенных микробных сообществ при применении нетрадиционного удобрения в различных дозах и с различной периодичностью.

Микробная биомасса является одним из наиболее часто применяемых параметров для оценки состояния почвы. Определение микробной биомассы в течение семилетнего полевого эксперимента показало, что применение компоста из ОСВ в целом повышает уровень биомассы. На рис. 1 представлены данные об изменении уровня биомассы в вариантах 25(3), 50(3), 75(3) и 25(2), 50(2), 75(2). Обнаружено, что уровень биомассы изменялся от 0.12 до 1.1 мг С/г, причем каждое внесение компоста приводило к увеличению биомассы. Этот эффект может быть связан либо с внесением легкодоступного органического вещества, стимулирующего развитие автохтонной микрофлоры, либо с инкорпорацией микроорганизмов компоста. Со временем уровень микробной биомассы снижался во всех вариантах опыта. Применение нетрадиционного удобрения воздействовало и на метаболическую активность микроорганизмов, оцененную через респираторную активность. Как видно из данных, представленных на рис. 2, базальное дыхание во всех вариантах опыта было либо выше, либо достоверно не отличалось от уровня контрольного варианта. В отличие от микробной биомассы и дыхания, обработка почвы компостом приводила в ряде случаев к снижению азотфиксирующей активности (рис. 3).

Полученные за семь лет результаты показывают, что анализ данных в какой-либо одной временной точке либо по одному параметру не позволяет дать объективное заключение о преимуществе одного из способов обработки почвы. Так, рассмотрим влияние разных вариантов внесения компоста на микробную биомассу. На 730-е сутки эксперимента уровень микробной биомассы во всех вариантах трехкратного внесения компоста оказался выше контрольного варианта (рис. 1). Максимум наблюдали в вариантах 50(3) и 75(3). В целом на основании этих результатов можно заключить, что внесение компоста оказывает положительный эффект. Однако на 1090-е сутки опыта уровень микробной биомассы образцах 50(3) и 75(3) оказался ниже контрольного варианта, а в варианте 25(3), наоборот, выше контроля. Эти данные свидетельствуют о негативном влиянии компоста в двух указанных вариантах. Анализ результатов определения микробной биомассы, полученных еще через месяц (1121-е сутки), позволяют сделать третье заключение – о негативном влиянии компоста в варианте 25(3) и положительном – в вариантах 50(3) и 75(3), так как уровень биомассы в варианте 25(3) оказался ниже контрольного варианта, тогда как в вариантах 50(3) и 75(3) он был достоверно выше контроля.

Рассмотрим влияние вариантов внесения компоста на три независимых параметра. Так, в почвенных образцах варианта 25(2) на 1940-е сутки исследования наблюдались значения микробной биомассы и респираторной активности, сравнимые с контролем, и уровень азотфиксации ниже контрольного в 15 раз (рис. 1–3). Однако на 2290-е сутки исследования в этом же варианте наблюдалась иная картина: уровень азотфиксации оказался сопоставим с уровнем контрольного варианта, тогда как уровень микробной биомассы в 1.4 раза превышал контроль, а уровень респираторной активности оказался незначительно

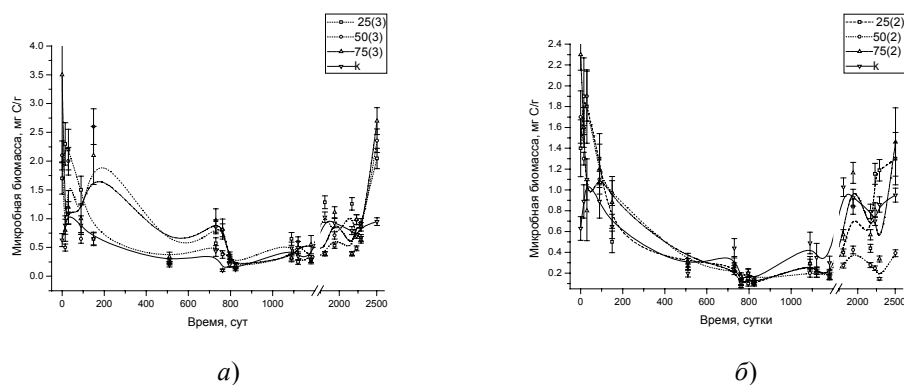


Рис. 1. Микробная биомасса в образцах почв, трижды (а) и дважды (б) обработанных компостом из осадка сточных вод

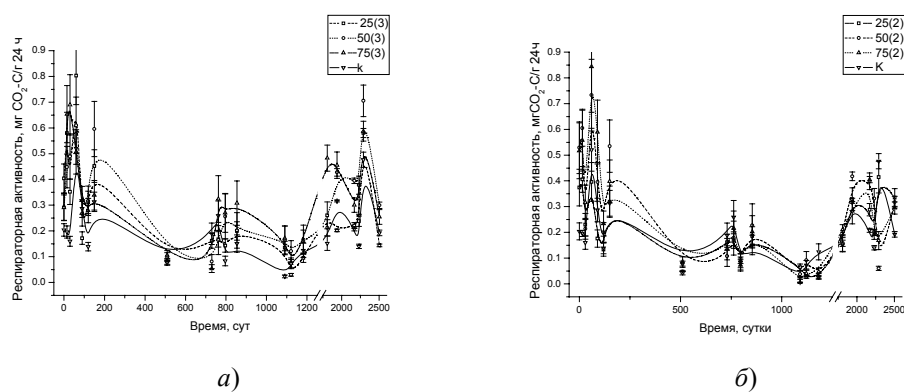


Рис. 2. Респираторная активность образцов почв, трижды (а) и дважды (б) обработанных компостом из осадка сточных вод

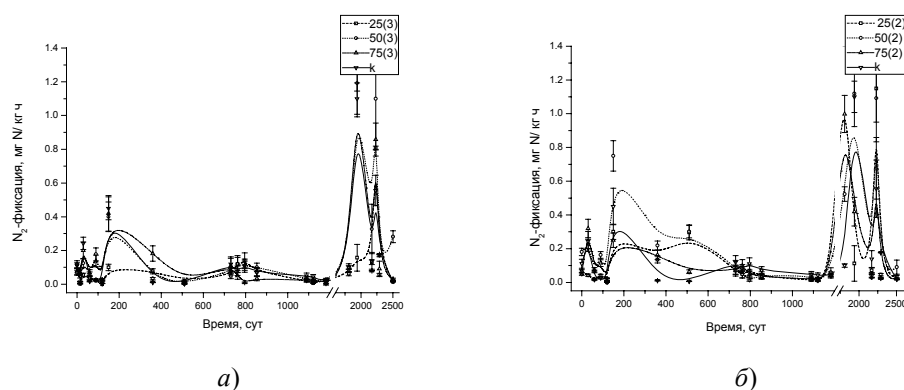


Рис. 3. Азотфиксирующая активность образцов почв, трижды (а) и дважды (б) обработанных компостом из осадка сточных вод

ниже контроля. При анализе изменения трех обозначенных параметров для варианта 75(2) выявлено, что на 1940-е сутки уровень азотфиксации оказался в 4 раза ниже контрольного, уровень микробной биомассы – в 1.3 раза выше, а уровень респираторной – в 1.1 раза ниже контрольного варианта. Иная картина установлена

на 2170-е сутки исследования. Так, превышение над уровнем контрольного варианта отмечено для респираторной активности (в 1.9 раз), снижение – для микробной биомассы (в 1.4 раза) и отсутствие различий для уровня азотфиксации. Выявленные нами закономерности нашли подтверждение в исследованиях Бастиды с соавторами (2008) и Фернандеса с соавторами (2009) [23, 24].

Полученные данные подтверждают известное положение о флуктуационном характере почвенных процессов. Однако антропогенное вмешательство в виде вносимого компоста приводит к изменению процессов, связанному с необходимостью адаптации сообщества, и колебательные процессы начинают различаться по фазе. Результатом является то, что в опытных вариантах наблюдается несинхронное с контролем изменение параметров, что не дает возможности сделать заключение о преимуществе того или иного способа обработки почвы по однократно отобранной пробе почвы.

Для того чтобы установить эффективность воздействия компостов из ОСВ на микробное сообщество и выявить наиболее оптимальный вариант, нами был предложен метод оценки. При его разработке в качестве исходных данных были использованы значения слабо зависящих друг от друга параметров: микробной биомассы, респираторной и азотфиксирующей активностей.

На первом этапе для формализации влияния компоста из ОСВ на микробное сообщество почв использовалась модель развития случайного процесса во времени. Через $\mathbf{X}^0(t) = \langle X_1^0(t), X_2^0(t), X_3^0(t) \rangle$ обозначим вектор численных параметров состояния микробного сообщества контрольного варианта в момент времени t , где $X_1^0(t)$ – респираторная активность, $X_2^0(t)$ – азотфиксирующая активность почв и $X_3^0(t)$ – уровень микробной биомассы, которые рассматриваются как случайные величины. Аналогично, через $\mathbf{X}^m(t) = \langle X_1^m(t), X_2^m(t), X_3^m(t) \rangle$ обозначим вектор численных параметров состояния в момент времени t микробного сообщества опытного варианта обработки, при котором применяется m -я схема внесения компоста. Наблюдаемые значения каждого параметра $X_i^m(t)$ представлены тремя повторностями (выборочными значениями) $\{x_i^m(t)^{(1)}, x_i^m(t)^{(2)}, x_i^m(t)^{(3)}\}$. Мы считаем, что наблюдаемый процесс имеет систематическую и случайную (стохастическую) составляющие, причем случайные составляющие, соответствующие опытному и контрольному вариантам, предполагаются независимыми, а процесс, соответствующий контрольному варианту, – нестационарным (микрофлора почвы не находится в стабильном состоянии, и численность и активность ее компонентов меняются в зависимости от распределения источников органического вещества и токсикантов). Выборочные значения параметров состояния рассматриваются как независимая (по времени и повторностям) выборка и могут быть использованы для оценки распределения вероятностей значений для варианта в произвольный момент времени.

Ввиду длительности и трудоемкости измерений в биологическом эксперименте параметры микробного сообщества, как правило, определяются в небольшом количестве повторностей, что затрудняет получение надежных статистических результатов обработки экспериментальных данных и статистически

обоснованных выводов. Поэтому для оценки совместного распределения параметров вариантов был использован метод рандомизации [31]. Метод позволяет «генерировать» новые возможные выборки (возможные результаты измерений состояния) путем случайной независимой выборки с возвратом значений из повторностей, что можно делать в силу их независимости. Если число возможных вариантов рандомизации достаточно велико, то такие (рандомизированные) выборки можно считать независимыми и представляющими выборку из генеральной совокупности. Объем такой выборки выбирается достаточно большим, мы использовали $n = 999$.

Таким образом, вектор численных параметров состояния микробного сообщества в момент времени t для опытной площадки представлен в этой выборке множеством значений $\{v_i^m(t)^{(1)}, v_i^m(t)^{(2)}, \dots, v_i^m(t)^{(999)}\}$, полученных из соответствующей повторности $\{x_i^m(t)^{(1)}, x_i^m(t)^{(2)}, x_i^m(t)^{(3)}\}$ случайным выбором с возвратом. Совокупность таких значений для разных t с одинаковым номером (k) представляет собой возможную динамику изменения i -го параметра для m -го варианта.

В настоящей работе оценку ответных реакций микробных сообществ осуществляли по параметрам, имеющим разные единицы измерения. Поэтому для совместного анализа они были переведены в относительные единицы путем построения моделей изменения каждого из параметров в контрольном варианте и статистического сравнения с ними моделей изменения параметров опытных вариантов. Анализ данных показал нелинейность изменения параметров во времени, поэтому были использованы нелинейные обобщенные аддитивные модели [32], главным преимуществом которых является возможность моделирования достаточно сложных зависимостей с выбором оптимальной с точки зрения прогноза модели.

Мы предполагаем, что математическое ожидание значений параметров состояния $E[X_i^0(t)] = g_i^0(t)$ есть гладкая функция от времени, то есть модель имеет вид

$$X_i^0(t) = g_i^0(t) + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

где $g_i^0(t)$ – гладкая функция, σ_ε^2 – дисперсия ошибки. Поскольку для построения функции $g_i^0(t)$ используются выборочные значения, то вместо истинной функции $g_i^0(t)$ мы получаем функцию $f_i^0(t)$, которая может быть представлена в виде

$$f_i^0(t) = g_i^0(t) + \delta_f, \quad \delta_f \sim N(0, \sigma_f^2),$$

где σ_f^2 – дисперсия среднего (прогноза). Считается, что ошибки δ_f и ε независимы, поэтому их дисперсии складываются.

Необходимо отметить, что в случае применения компоста в вариантах 25(3), 50(3), 75(3) и 25(2), 50(2), 75(2) для анализа были приняты результаты проб, отобранных в 18 временных точках, в случае вариантов 100, 150, 175 – в 13

точках. В качестве примера на рис. 4 приведена генерализованная аддитивная модель для параметра микробная биомасса контрольного варианта, построенная по 18 временным точкам.

Далее сравнения значения параметра в опытном варианте со значением контрольного варианта рассчитывались остатки для генерализованной аддитивной модели

$$\Delta_i^m(t) = x_i^m(t) - f_i^0(t),$$

где $x_i^m(t)$ – численный параметр состояния в момент времени t микробного сообщества контрольного (при $m = 0$) или опытного (при $m > 0$) варианта, а $f_i^0(t)$ – модельное значение для контрольного варианта в этот момент. Для контрольного варианта выполняется $\Delta_i^0(t) \sim N(0, \sigma_f^2 + \sigma_\varepsilon^2)$, что позволяет использовать $\Delta_i^m(t)$ для оценки согласия значений для опытного и контрольного вариантов.

Для этого, зная распределение $\Delta_i^0(t)$, можно определить вероятности $I_i^m(t)$ того, что значения отклонений параметров $\Delta_i^m(t)$ в опытном варианте в момент t больше, чем должны быть в случае совпадения распределения с распределением контрольного варианта. Эти вероятности, которые составляют вектор $\mathbf{I}^m(t) = \langle I_1^m(t), I_2^m(t), I_3^m(t) \rangle$, и были рассчитаны для всех рандомизованных временных последовательностей. Затем для каждой временной точки полученные 999 векторов $\mathbf{I}^m(t)$ усреднялись, что приводит к векторам $\mathbf{P}^m(t) = \langle P_1^m(t), P_2^m(t), P_3^m(t) \rangle$ усредненных значений вероятности в моменты времени $(1, 2, 3, \dots, t)$.

Таким образом, каждая почвенная проба, отобранная в отдельной временной точке, была представлена тремя значениями (по параметрам респираторная активность, азотфиксирующая активность, микробная биомасса) усредненных вероятностей превышения в ней значений, полученных для контроля. Эти тройки вероятностей и были объектами дальнейшего анализа.

Поскольку одной из практических задач исследования было выявление оптимальных схем обработки почвы нетрадиционным удобрением. Мы предположили, что если основным фактором, влияющим на состояние микробного сообщества, будет являться доза и периодичность внесения компостов, то результаты одного варианта внесения должны быть похожими, и, наоборот, при разных вариантах внесения они должны различаться. Для того чтобы подтвердить это предположение, мы применили кластерный анализ, в частности метод иерархической кластеризации, основанный на матрице расстояний между указанными выше векторами вероятностей. Использовалось евклидово расстояние, а кластеризация осуществлялась методом Варда [34].

На основании анализа дерева иерархической кластеризации были выделены 3 кластера. Сопоставление распределений значений усредненных вероятностей, характеризующих объекты, помещенные в тот или иной кластер, позволило вычислить усредненные характеристики кластеров и дать им содержательную интерпретацию (табл. 1).

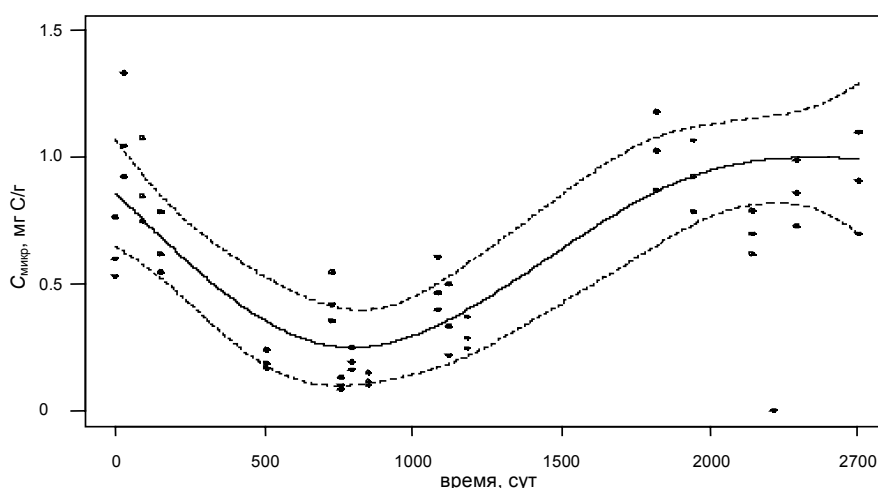


Рис. 4. Генерализованная аддитивная модель временной динамики параметра микробная биомасса для контрольного варианта, построенная по 18 временным точкам. Пунктирной линией показан 95%-ный доверительный интервал

Табл. 1

Характеристика кластеров

Кластер	Средняя вероятность, оцененная по параметрам		
	Респирация	Азотфиксация	Микробная биомасса
1	0.70	0.58	0.81
2	0.73	0.58	0.27
3	0.32	0.30	0.29

Как видно из табл. 1, в первый кластер были объединены объекты, для которых была характерна высокая вероятность (0.81) того, что значения параметра «микробная биомасса» в опытных вариантах превысят значения в контрольном варианте, достаточно высокая вероятность (0.70) такого превышения по параметру «респираторная активность», и вероятность незначительно выше средней (0.58) по параметру «азотфиксирующая активность». Объекты, сгруппированные во второй кластер, демонстрировали достаточно высокую вероятность для параметра «респираторная активность», среднюю, ближе к высокой, вероятность для параметра «азотфиксирующая активность» и низкую вероятность для параметра «микробная биомасса» (0.73, 0.58 и 0.27 соответственно). Третий кластер включал объекты с низкой вероятностью в отношении всех трех параметров.

Необходимо отметить, что согласно общим представлениям увеличение уровня респираторной активности в почвах с применением удобрений при неизменном уровне микробной биомассы можно считать, положительным эффектом от внесения удобрений. Так же расценивается и увеличение уровня микробной биомассы и активности азотфиксации [11, 12, 18, 36, 37]. Исходя из этого, наилучшими характеристиками обладали объекты, объединенные в первый кластер.

Табл. 2

Распределение объектов по кластерам

Вариант обработки	Кластеры		
	1	2	3
25(2)	7*	4	7
50(2)	4	6	8
75(2)	5	5	8
25(3)	9	4	5
50(3)	9	6	3
75(3)	11	5	2
100	8	4	1
150	6	5	2
175	8	2	3

* Количество объектов, попавших в кластер.

На следующем этапе нами было определено распределение объектов по кластерам (табл. 2). Установлено, что в кластер с наилучшими характеристиками объектов попали все варианты внесения, однако наибольшая их доля относительно общего количества объектов приходилась на варианты 75, 100 и 175 (по 61% от общего числа объектов). Далее следовали варианты 25 и 50, у которых в первый кластер попали по 50% объектов, взятых для анализа. В то же время необходимо обратить внимание на третий кластер, который характеризовался низкими вероятностями по всем трем параметрам. Такая низкая вероятность (0.29–0.31) свидетельствует о том, что в более двух третей отобранных проб положительный эффект от внесения компоста не наблюдался. Таким образом, чем меньше объектов какого-либо варианта попадает в третий кластер, тем более благоприятный эффект оказывает данный вариант обработки на почву. В результате анализа установлено, что в третий кластер попало минимальное количество объектов вариантов 75 и 100 (11% и 8% от общего числа объектов, взятых для анализа). Таким образом, можно выделить схемы обработки почвы, оказывающие наиболее устойчивый благоприятный эффект на микробные сообщества: варианты 75(3) и 100.

В целом можно заключить, что для выявления схемы обработки почвы, оказывающей наиболее устойчивый благоприятный эффект на микробные сообщества, может быть применен алгоритм, включающий получение экспериментальных данных об изменении ряда параметров (общей микробной биомассы, респираторной и потенциальной азотфиксирующей активностей микробного сообщества), построение нелинейных моделей поведения каждого из параметров во времени для контрольной схемы, расчет вероятностных характеристик соотношения значений параметров опытных и контрольной схемы и последующий анализ данных методом кластерного анализа.

Summary

S.Yu. Selivanovskaya, A.A. Saveliev, I.N. Kuritsin. Statistical Method for Estimation of Efficiency of Application of Non-Conventional Fertilizers.

Statistical method taking into consideration the long-term dynamics of microbial community behaviour is suggested to reveal an effective scheme of soil treatment with non-

conventional fertilizer. For this purpose the non-linear models of the dynamics of microbial community parameters of control variant are created on the basis of experimental data. Then the statistical comparison of the parameters of control and experimental variants and further analysis of results by cluster methods are carried out.

Key words: dynamics of microbial communities, composts, cluster analysis, temporal series, generalized additive models.

Литература

1. *Dar G.H., Mishra M.M.* Influence of the cadmium on carbon and nitrogen mineralization in sewage sludge amended soils // *Environ. Pollut.* – 1994. – V. 84. – P. 285–290.
2. *Garcia C., Hernandez T.* Effect of bromacil and sewage sludge addition on soil enzymatic activity // *Soil Sci. Plant Nutr.* – 1996. – V. 42, No 1. – P. 191–195.
3. *Dar G.H.* Impact of lead and sewage sludge on soil microbial biomass and carbon and nitrogen mineralization // *Bull. Environ. Contam. Toxicol.* – 1997. – V. 58. – P. 234–240.
4. *Pascual J.A., Ayuso M., Garcia C., Hernández T.* Characterization of urban wastes according to fertility and phytotoxicity parameters // *Waste Manag. Res.* – 1997. – V. 15. – P. 103–112.
5. *Lai K.M., Ye D.Y., Wong W.C.* Enzyme activities in sandy soil amended with sewage sludge and coal ash // *Water, Air, Soil Pollut.* – 1999. – V. 113. – P. 261–272.
6. *Moreno J.L., Hernandez T., Garcia C.* Effects of cadmium-contaminated sewage sludge compost on dynamics of organic matter and microbial activity in an arid soil // *Biol. Fertil. Soil.* – 1999. – V. 28. – P. 230–237.
7. *Moreno J.L., Perez A., Aliaga A., Hernández T.* The ecological dose of nickel in semiarid soil amended with sewage sludge related to unamended soil // *Water, Air, Soil Pollut.* – 2003. – V. 143. – P. 289–300.
8. *Madejon E., Burgos P., Lopez R., Cabrera F.* Soil enzymatic response to addition of heavy metals with organic residues // *Boil. Fertil. Soil.* – 2001. – V. 34. – P. 144–150.
9. *Rost U., Joergensen R.G., Chander K.* Effects of Zn enriched sewage sludge on microbial activities and biomass in soil // *Soil Biol. Biochem.* – 2001. – V. 33. – P. 633–638.
10. *Fliebach A., Martens R., Reber H.H.* Soil microbial biomass and activity in soil treated with heavy metal contamination sewage sludge // *Soil Biol. Biochem.* – 1994. – V. 26. – P. 1201–1205.
11. *McGrath S.P., Chaudri A.M., Giller K.E.* Long-term effects of metals in sewage sludge on soils, microorganisms and plants // *J. Industr. Microbiol.* – 1995. – V. 14. – P. 94–104.
12. *Brookes P.C.* The use of microbial parameters in monitoring soil pollution by heavy metals // *Biol. Fertil. Soils.* – 1995. – V. 19. – P. 269–279.
13. *Hani H., Siegenthaler A., Candinas T.* Soil effect due to sewage sludge application in agriculture // *Rodriguez-Barrueco C. (ed.). Fertilizer and Environment.* – Dordrecht: Kluwer Acad. Publ., 1996. – P. 267–274.
14. *Baath E., Diaz-Ravina M., Frostegard A., Campbell C.D.* Effect of metal-rich sludge amendments on the soil microbial communities // *Appl. Environ. Microb.* – 1998. – V. 64, No 1. – P. 238–245.
15. *Kelly J.J., Haggblom M., Robert L.T.I.* Effects of the land application of sewage sludge on soil heavy metal concentrations and soil microbial communities // *Soil Biol. Biochem.* – 1999. – V. 31. – P. 1467–1470.

16. Giller K.E., Witter E., McGrath S.P. Toxicity of heavy metals to microorganisms and microbial processes in agricultural soils: a review // *Soil Biol. Biochem.* – 1998. – V. 10–11. – P. 1389–1414.
17. Giller K.E., Witter E., McGrath S.P. Heavy metals and soil microbes // *Soil Biol. Biochem.* – 2009. – V. 41, No 10. – P. 2031–2037.
18. Perez de Mora A., Ortega-Calvo J.J., Cabrera F., Madejon E. Changes in enzyme activities and microbial biomass after “in situ” remediation of a heavy metal-contaminated soil // *Appl. Soil Ecol.* – 2005. – V. 28. – P. 125–137.
19. Ros M., Pascual J.A., Garcia C., Hernández M.T., Insam H. Hydrolase activities, microbial biomass and bacterial community in a soil after long-term amendment with different composts // *Soil Biol. Biochem.* – 2006. – V. 38. – P. 3443–3452.
20. Enwall K., Nyberg K., Bertilsson S., Cederlund H., Stenström J., Hallin S. Long-term impact of fertilization on activity and composition of bacterial communities and metabolic guilds in agricultural soil // *Soil Biol. Biochem.* – 2007. – V. 39. – P. 106–115.
21. McDonald A.J., Riha S.J., Duxbury J.M., Steenhuis T.S., Lauren J.G. Water balance and rice growth responses to direct seeding, deep tillage, and landscape placement: findings from a valley terrace in Nepal // *Field Crops Res.* – 2006. – V. 95. – P. 367–382.
22. Alvarenga P., Gonçalves A.P., Fernandes R.M., de Varennes A., Vallini G., Duarte E., Cunha-Queda A.C. Organic residues as immobilizing agents in aided phytostabilization: (I) Effects on soil chemical characteristics // *Chemosphere.* – 2009. – V.74, No 10. – P. 1292–1300.
23. Bastida F., Kandeler E., Moreno J.L., Hernández T., García C. Application of fresh and composted organic wastes modifies structure, size and activity of soil microbial community under semiarid climate // *Appl. Soil Ecol.* – 2008. – V. 40, No 2. – P. 318–329.
24. Fernandez J.M., Plaza C., Garcia-Gil J.C., Polo A. Biochemical properties and barley yield in a semiarid Mediterranean soil amended with two kinds of sewage sludge // *Appl. Soil Ecol.* – 2009. – V. 42, No 1. – P. 8–24.
25. Vepsäläinen M., Kukkonen S., Vestberg M., Sirviö H., Niemi R.M. Application of soil enzyme activity test kit in field experiment // *Soil Biol. Biochem.* – 2001. – V. 33, No 12–13. – P. 1665–1672.
26. Водопьянов В.В., Киреева Н.А., Тарасенко Е.М. Фитотоксичность нефтезагрязненных почв (математическое моделирование) // *Агрохимия.* – 2004. – № 10. – С.73–77.
27. Иутинская Г.А. Математическое моделирование в микробиологическом мониторинге почв, загрязненных тяжелыми металлами // *Почвоведение.* – 2005. – № 5. – С. 594–599.
28. ISO 14240–2. Soil quality Determination of soil microbial biomass. Part 2: Fumigation-extraction method. – International standard, 1997. – 12 p.
29. *Bioassays for Soils* / Ed. by G. Kreysa, J. Wiesner. – Frankfurt am Main: DECHEMA, 1995. – 45 p.
30. Методы почвенной микробиологии и биохимии / Под ред. Д.Г. Звягинцева. – М.: Изд-во Моск. ун-та, 1991. – 310 с.
31. Davison A.C., Hinkley D.V. *Bootstrap Methods and Their Application.* – Cambridge: Cambridge Univ. Press, 1997. – 592 p.
32. Hastie T., Tibshirani R. *Generalized additive models.* – London; New York: Chapman and Hall, 1990. – 352 p.
33. Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С. *Прикладная статистика: Классификация и снижение размерности.* – М.: Финансы и статистика, 1989. – 607 с.
34. Дюран Д., Одел П. *Кластерный анализ.* – М.: Статистика, 1977. – 128 с.

35. *R Development Core Team*. R: A language and environment for statistical computing. – Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2008. – URL: <http://www.R-project.org>.
36. *Ананьева Н.Д., Благодатская Е.В., Демкина Т.С.* Оценка устойчивости почвенных микробных комплексов к природным и антропогенным воздействиям // Почвоведение. – 2002. – № 5. – С. 580–587.
37. *Fernandes S.A.P., Bettiol W., Cerri C.C.* Effect of sewage sludge on microbial biomass, metabolic quotient and soil enzymatic activity // *Appl. Soil Ecol.* – 2005. – V. 30, No 1. – P. 65–77.

Поступила в редакцию
15.07.10

Селивановская Светлана Юрьевна – доктор биологических наук, профессор кафедры прикладной экологии Казанского (Приволжского) федерального университета.
E-mail: Svetlana.Selivanovskaya@ksu.ru

Савельев Анатолий Александрович – доктор биологических наук, профессор кафедры моделирования экологических систем Казанского (Приволжского) федерального университета.
E-mail: saa@ksu.ru

Курицин Иван Николаевич – кандидат биологических наук, инженер отдела инновационного развития УНИД Казанского (Приволжского) федерального университета.