

Мелиорация и рекультивация, экология

УДК 502/504

В. И. СМЕТАНИН, С. П. КРАСОВСКАЯ

Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего профессионального образования «Московский государственный университет природообустройства»

Е. В. ЩЕКУДОВ, Л. А. ВОРОБЬЕВ

Центральный научно-исследовательский институт транспортного строительства, филиал «Тоннели и метрополитены», Москва

ДИНАМИКА ОБРАЗОВАНИЯ И НАКОПЛЕНИЯ ОТХОДОВ ПРОИЗВОДСТВА И ПОТРЕБЛЕНИЯ В КУРОРТНЫХ ГОРОДАХ (НА ПРИМЕРЕ ГОРОДА СОЧИ)

Приведены результаты исследования динамики образования и накопления отходов производства и потребления. Дан прогноз их годовых накоплений для условий курортных городов Черноморского побережья России.

Горный ландшафт, твердые бытовые отходы (ТБО), численность населения, статистический анализ, дисперсионный анализ, корреляционный анализ, регрессионный анализ, уравнения регрессии, прогноз годовых накоплений ТБО.

There are given the results of dynamics investigation of formation and accumulation of industrial and domestic wastes and a forecast of their annual accumulations for the conditions of resort towns of the Black sea shore of Russia.

Mountain landscape, solid domestic wastes (SDW), population number, statistical analysis, dispersion analysis, correlation analysis, regression analysis, equations of regression, forecast of annual accumulations of SDW.

В городе Сочи функционируют 220 учреждений лечения и отдыха, отелей и туристических баз различного уровня комфорта общей вместимостью около 100 тыс. мест. Ведущую роль в отраслевой структуре региона занимают курортные и туристические комплексы, значение и доля которых со временем увеличивается. Отрасли производственной и непроизводственной сферы региона ориентированы на туризм и его обслуживание. В среде материального производства лидирующими являются строительство, пищевая промышленность и сельское хозяйство.

Потоки туристов в Сочи достигают 840...870 тыс. человек в год. Основная часть отдыхающих приходится на период с апреля по октябрь. Максимальный приток отдыхающих (около 500 тыс. чел.)

приходится на летний период. На рис. 1 показана динамика изменения численности населения в городе Сочи по сезонам (кварталам года).

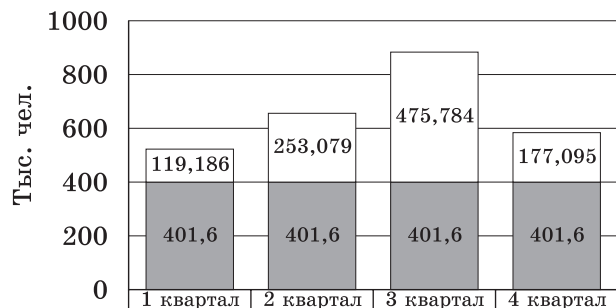


Рис. 1. Динамика изменения численности населения по сезонам года, тыс. чел.: □ численность отдыхающих; ■ население, проживающее постоянно

Выполнено исследование сезонной зависимости количества (накопления) Q твердых бытовых отходов (ТБО) от общей численности населения H (отдыхающих и постоянно проживающих).

Зависимость Q от H представлена следующей формулой:

$$Q = f(H) + \varepsilon,$$

где ε – случайная составляющая, учитывающая влияние на $f(H)$ скрытых и других неявных или неизвестных факторов.

Для выявления физического смысла результатов статистического анализа и обоснования адекватности функции $f(H)$ исходным данным (критерий «наилучшей функции») при выборе и применении вероятностно-статистических методов необходимо было правильно оценить возможности и методическую целесообразность используемых методов для решения данной задачи.

Задача статистического анализа сформулирована следующим образом. По результатам n измерений $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ переменных X и Y найти такую функцию $f(X)$, которая позволяла бы «наилучшим образом» выявлять значения результирующей переменной $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ по значениям $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ факториальной переменной – предиктора (предсказывателя).

При анализе исходных данных были использованы дисперсионный и корреляционный анализы.

Характеристикой наличия линейной связи между случайными величинами X и Y может служить ковариация – математическое ожидание (М) произведения отклонений X и Y от их центров:

$$\text{cov}(X, Y) = \mu_{XY} = M[(X - v_X)(Y - v_Y)],$$

где $v_X = MX, v_Y = MY$.

Величина $\text{cov}(X, Y)$ размерная (зависит от единиц измерения), что затрудняет анализ. Поэтому (для генеральной совокупности) использовали безразмерный показатель – коэффициент корреляции:

$$\rho_{XY} = [\text{cov}(X, Y)] / \sigma_X \sigma_Y.$$

Если случайные величины X и Y независимы, то $\rho_{XY} = 0$. Обратное заключение в общем случае неверно – величины могут быть связаны функционально, а коэффициент корреляции при этом может быть равен нулю (это зависит от вида функции связи).

Когда стоит вопрос об интервальной оценке (для оценки точности самого показателя корреляции), то используют нормализующее z -преобразование Фишера:

$$z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r},$$

где r – выборочный коэффициент корреляции Пирсона.

Здесь важно то, что распределение случайной величины z практически нормально и при этом не зависит от неизвестного коэффициента корреляции генеральной совокупности ρ_{XY} . Кроме выборочного коэффициента корреляции Пирсона r , применяют также индекс корреляции I_{YX} , физический смысл которого состоит в следующем.

В модели вида $Y = f(X) + \varepsilon$ общую дисперсию σ_Y^2 случайной величины Y можно представить так:

$$\sigma_Y^2 = \sigma_f^2 + \sigma_\varepsilon^2,$$

где σ_f^2 – дисперсия самой функции $f(X)$; σ_ε^2 – остаточная дисперсия, определяемая случайной величиной ε .

Индексом корреляции I_{YX} называют величину, определяемую из выражения:

$$I_{YX}^2 = \frac{\sigma_f^2}{\sigma_Y^2} = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_Y^2}, \quad 0 \leq I_{YX} \leq 1.$$

Здесь $I_{YX} = 0$ тогда, когда $\sigma_f^2 = 0$. Но тогда $\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_Y^2$ и $\sigma_\varepsilon^2 / \sigma_Y^2 = \sigma_Y^2 / \sigma_Y^2 = 1$, откуда и следует, что $I_{YX}^2 = 1 - \sigma_Y^2 / \sigma_Y^2 = 1 - 1 = 0$. Другими словами, если $\sigma_f^2 = 0$, когда $\sigma_Y^2 \neq 0$, то $I_{YX}^2 = 0$ и $\sigma_Y^2 = \sigma_\varepsilon^2$, т. е. дисперсия результирующей переменной Y определяется только дисперсией случайной переменной ε , или, что то же самое, статистическая связь между переменными Y и X отсутствует.

Если при $\sigma_Y^2 \neq 0$ и $\sigma_f^2 \neq 0$ и заведомо известно, что $\sigma_\varepsilon^2 = 0$, тогда $I_{YX}^2 = 1 - \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_Y^2 = 1 - 0 = 1$, а это и означает, что между X и Y имеется чисто функциональная зависимость вида $Y(X) = f(X)$.

Таким образом, квадрат индекса корреляции I_{YX}^2 показывает, какая доля дисперсии результирующей величины Y определяется (детерминируется) дисперсией функции $f(X)$, зависящей от факториальной переменной X .

При линейной функции регрессии квадрат коэффициента корреляции Пирсона r равен коэффициенту детерминации R^2 , т. е. $r^2 = R^2$. В этом случае R^2 , будучи величиной квадратичной, как пока-

затель адекватности оказывается и более чувствительным к уровню достоверности аппроксимации $f(X) = a + bX + \varepsilon$, чем коэффициент корреляции Пирсона r . Например, если $r = 1$, то и $R^2 = 1$, однако когда $r = 0,95$, то $R^2 = 0,9025$, т. е. $R^2 < r^2$.

Следует помнить, что для малых выборок выборочная дисперсия σ^2 группируется не около генеральной (т. е. истинной) дисперсии σ_0^2 , а около величины $(n - 1) \frac{n-1}{n} \sigma^2 = \sigma^2 - \frac{1}{n} \sigma^2$. Поэтому при малых выборках погрешность приближенного равенства $\sigma^2 = \sigma_0^2$ ведет к занижению истинной дисперсии.

Регрессионный анализ позволяет выбрать в статистической модели $Y(X) = f(X) + \varepsilon$ наилучшую (в смысле, определяемом решаемой задачей) функцию регрессии $f(X)$.

На практике широко применяется (в качестве некой «универсальной» зависимости между переменными) полиномиальная функция $Y = a + b_1X + b_2X^2 + b_3X^3 + \dots + b_mX^m$ (частным случаем которой является линейная функция $Y = a + b_1X$).

При обработке исходных данных для оценки зависимости количества твердых бытовых отходов от численности населения H в качестве базового расчетного года был принят 2006 год, поскольку за этот период по городу Сочи имелась наиболее полная статистическая информация (таблица).

Согласно уравнению $Y(X) = f(X) + \varepsilon$, между ТБО и H имеется линейная зависимость, а случайная переменная ε отража-

ет влияние каких-то неизвестных факторов, искажающих линейную зависимость.

По фактическим данным (точки ТБО по натуральным значениям) на рис. 2 построена линейная функция регрессии:

$$R^2 = 0,8482r = 0,92103;$$

$$\text{ТБО} = 0,0923\text{ЧН} + 9,44,$$

где ТБО – поквартальные отходы, тыс. т; H – численность населения в квартале, тыс. чел.

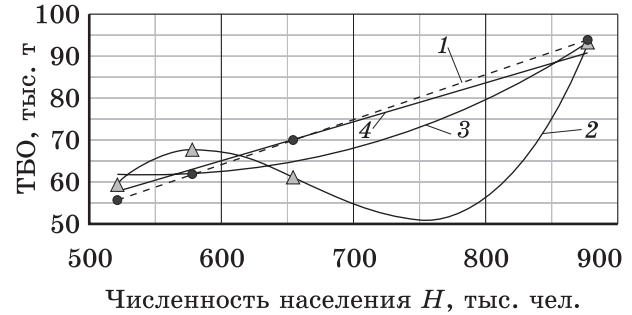


Рис. 2. Подбор функции регрессии: \blacktriangle – ТБО по натуральным значениям; \bullet – ТБО по среднегодовым значениям; 1 – $y = 7E - 0,6x^3 - 0,014x^2 + 9,164x - 1910,9$ ($R^2 = 1$); 2 – $y = 0,1067x - 6E - 13$ ($R^2 = 1$); 3 – $y = 0,0003x^2 - 0,347x + 158,71$ ($R^2 = 0,9269$); 4 – $y = 0,0923x + 9,44$ ($R^2 = 0,8482$)

Поквартальная линейная зависимость $\text{ТБО} = f(H)$, построенная по среднегодовому значению $\text{ТБО}/H$ (черные точки и пунктирная линия регрессии, для которой $R^2 = 1$), сопоставляется с поквартальными фактическими значениями ТБО (треугольники). При различных функциях регрессии поквартальные фактические значения ТБО представляют линейную и полиномиальную функции в виде

Исходные данные по городу Сочи за 2006 год

Сезон	Квартал				Сумма за год	Среднее значение за квартал
	1	2	3	4		
Общая численность населения H , тыс. чел.	520,785	654,679	877,384	578,695	2631,543	–
Количество ТБО, тыс. т / квартал	59,244	60,928	93,078	67,527	280,777	–
ТБО/ H на душу населения (норма накопления), т/чел.	0,113759	0,093065 min	0,106086	0,116688 max	–	0,106697

квадратичной или кубической параболы. Кубическая парабола проходит точно по всем четырем точкам фактических поквартальных значений ТБО (уравнение кубической параболы имеет тоже четыре параметра – три коэффициента при X и свободный член). Коэффициент детерминации R^2 показывает, что формально именно эта функция регрессии является «лучшей» ($R^2 = 1$), а «худшей» – как раз линейная ($R^2 = 0,8482$), что явно противоречит физическому смыслу зависимости.

Данный «мнимый парадокс» наглядно демонстрирует, как важно при исследованиях правильно оценить физический смысл результатов применения регрессионного анализа. Так, на диаграмме четко проявилась неоднородность выборки – из четырех значений ТБО, одно из которых (максимальное) явно выпадает из кластера (англ. *cluster* – группа, скопление, блок, пачка), объединяющего эти значения. Полиномиальные функции имеют тенденцию к сглаживанию кривой, которая практически точно прошла через точки в пределах кластера, чем и было обусловлено образование «парадоксальной» кривой, не имеющей в данном случае физического смысла.

Для выявления причины, которая привела к отклонению статистической зависимости $TBO = f(H)$ от предполагаемой линейной, была построена диаграмма поквартальной зависимости TBO/H (ТБО на душу населения) от поквартальной численности населения H (рис. 3) (см. таблицу).

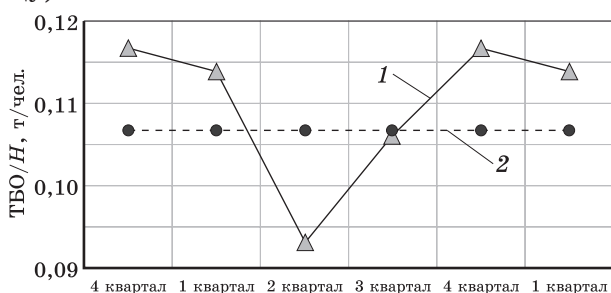


Рис. 3. Поквартальное изменение TBO/H в годовом цикле: 1 – ТБО по натуральным значениям; 2 – ТБО по среднегодовым значениям

С целью отражения годовой цикличности (по данным 2006 года) в изменении TBO/H на диаграмме добавлены смежные кварталы предыдущего года (четвертый квартал 2005 года) и последующего (пер-

вый квартал 2007 года). За эти отрезки времени существенных изменений в характере годовой цикличности произойти не могло. Для сравнения показано поквартальное изменение значения TBO/H : 1 – по первичным исходным данным; 2 – по среднеквартальному значению в годовом цикле.

Из диаграммы видно, что поквартальные TBO/H в годовом цикле варьируют относительно среднего годового значения:

максимум TBO/H приходится на четвертый квартал, минимум – на второй квартал;

различие между TBO/H по первому и четвертому кварталам незначительно;

TBO/H в третьем квартале соответствует среднеквартальному значению в годовом цикле.

Учитывая, что поквартальные значения TBO/H являются «существенно» дискретными величинами – суммарными поквартальными значениями, а не выборками из гладкой функции, представление их сглаженной функцией лишено физического смысла. Физический смысл поквартальных значений TBO/H правильно отражает гистограмма (см. рис. 3).

Изменениям TBO/H можно дать следующую интерпретацию.

Поквартальные значения ТБО, согласно первичным исходным данным, определяются формой отчетности и как усредненные значения достаточно устойчивы. Более мелкое подразделение, например по месяцам, представляется малоэффективным и нецелесообразным.

Полученные (на примере 2006 года) результаты позволили установить следующие особенности процесса поквартального накопления твердых бытовых отходов:

1. Процесс годового накопления ТБО в полной мере отражает особенности жизни Сочи как курортного города 2006 года.

2. Кварталы второй и третий – курортный сезон. Это период, когда накопление ТБО связано с эксплуатацией курортных и спортивных объектов, содержанием зданий и прилегающих к ним площадей, с обслуживанием отдыхающего населения, обеспечением его питанием, с развлечениями, с работой торговой сети и прочими действиями, связанными с накоплением отходов.

3. Кварталы первый и четвертый – подготовка города к приему отдыхающих. Начало подготовки к приему отдыхающих в текущем году начинается практически с четвертого квартала предыдущего года (тах ТБО) и заканчивается в первом квартале текущего года, когда строительные и ремонтные работы еще продолжаются, но накопление твердых бытовых отходов уже несколько снижается.

4. Кварталы второй и третий – курортный сезон – характеризуются следующими особенностями. Второй квартал – время обслуживания отдыхающих и постоянно проживающего населения после завершения строительных и ремонтных работ зимнего периода. Поэтому квартальная интенсивность накопления отходов на душу населения в этом квартале существенно снижена, в первую очередь за счет сокращения строительных и ремонтных работ.

Третий квартал – время обслуживания в основном прибывших отдыхающих. Увеличение интенсивности накопления отходов выше, чем во втором квартале. Объясняется не только естественным увеличением отдыхающих (почти в 2 раза), но и ростом ТБО при более интенсивной эксплуатации строительных объектов (зданий, территорий). Значение TBO/H в этом квартале равно значению TBO/H , вычисленному как среднеквартальное значение, что характерно для курортного города 2006 года и поэтому может служить одним из показателей режима жизни курортного города.

Анализ результатов исследований на модели 2006 года показал, что режим накопления твердых бытовых отходов в годовом цикле может сильно меняться с изменением общего ритма жизни города. Так, например, интенсивное городское строительство в преддверии Олимпиады 2014 года может во многом изменить годовой циклический характер накопления ТБО города, представленный моделью 2006 года.

Предложенная методика выявления особенностей изменения циклического годового накопления ТБО была апробирована на исходных данных за период с 2007 по 2011 год. Результаты исследований по квартальному распределению ТБО позволили упростить методику прогнозирования

их годового накопления за счет предложенной двухуровневой дискретизации процесса накопления.

Прогнозирование, базирующееся на инерционности процессов, выражается в сохранении во времени тенденции развития процесса. Инерция здесь проявляется во взаимодействии переменных, в результате задача прогнозирования сводится к подбору аналитического выражения (модели тренда) типа $Y = f(X)$.

Один из самых распространенных методов прогнозирования (в силу своей простоты и ясности принятых допущений) заключается в экстраполяции – продлении в будущее тенденции, наблюдаемой в прошлом. Выбор этого метода прогнозирования оказывается единственно возможным, если отсутствует какая-либо другая полезная информация о динамическом ряде, кроме самого этого ряда. При этом предполагается, что рассматриваемое явление формируется под действием множества факторов, выделить влияние которых порознь не представляется возможным.

Метод экстраполяции базируется на двух главных допущениях:

развитие анализируемого явления можно с достаточным основанием характеризовать плавной кривой – трендом;

общие условия, определяющие тенденцию в «прошлом», существенно не изменятся в «будущем».

Принимая во внимание возможность изменения с течением времени условий формирования накопления твердых бытовых отходов, инженерную задачу годового прогнозирования ТБО методом экстраполяции можно решить следующими способами:

разбиением непрерывного процесса на годовые дискретные значения, а годовые – на дискретные квартальные значения, что позволяет установить факт сохранения условий, определяющих тенденцию развития процесса формирования годовых накоплений ТБО;

отбрасыванием «хвостов» ряда с «устаревшими» годовыми данными, сформировавшимися при других условиях и способными исказить тенденцию в «будущем», т. е. обеспечением однородности выборки, состоящей из годовых накоплений ТБО;

применением вариантной коррекции

ровки длины дискретного ряда с отбрасыванием «хвостов» «устаревших» годовых значений ТБО выборочно, по тем или иным соображениям, например, по установленным причинам, которые могли привести к изменению условий формирования годовых значений ТБО (в случае, когда переход к новым условиям не имеет четко выраженной границы, т. е. происходит постепенно);

выбором вида и корректировкой параметров уравнений.

Таким образом, методологическая идея, заложенная в предлагаемой методике прогнозирования, состоит в следующем: общий процесс накопления ТБО во времени рассматривается как «существенно» дискретный. Процесс накопления ТБО делится на годовые циклы, в пределах которых ведется частное (например, по виду функции, по годовому объему ТБО) исследование характера поквартального накопления ТБО в течение года, а прогнозирование общего накопления ТБО осуществляется далее по годовым значениям. Такая двухуровневая дискретизация процесса накопления ТБО позволяет использовать достаточно устойчивые (к случайным изменениям) усредненные величины количества ТБО (причем зафиксированные документально в годовых и поквартальных отчетах). Двухуровневый метод дискретизации позволяет использовать при прогнозировании плавные траектории тренда, что существенно облегчает (с математической стороны) решение задачи прогнозирования, когда заведомо известно, что условия формирования тренда во времени могут заметно изменяться.

По результатам исследований, на основе применения функций регрессии, составлялись прогнозы накопления твердых бытовых отходов на ближайшее будущее (рис. 4, 5).

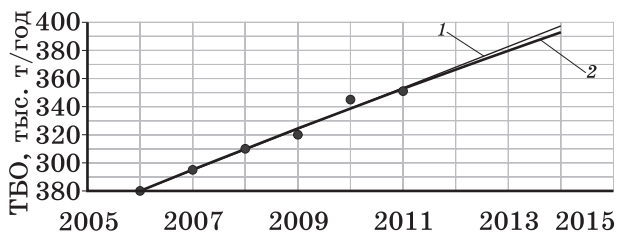


Рис. 4. Прогноз на 3 года вперед (относительно 2011 г.): $1 - y = 14,429x - 28663$ ($R^2 = 0,9818$); $2 - y = -0,2679x^2 + 1090,8x - 1E + 0,6$ ($R^2 = 0,9786$)

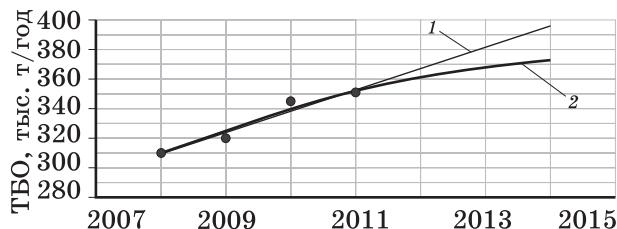


Рис. 5. Прогноз на 3 года вперед (относительно 2011 г.): $1 - y = 14,5x - 28807$ ($R^2 = 0,9397$); $2 - y = -1,25x^2 + 5038,2x - 5E + 0,6$ ($R^2 = 0,9453$)

Исследования показали, что для составления надежного прогноза роста ТБО во времени требуется тщательный анализ исходных данных по ТБО на предмет их происхождения и регистрации.

На рис. 5 дан статистический прогноз ТБО на период до 2014 года с использованием всех исходных данных за период с 2006 по 2011 год, где в качестве функций регрессии использовали линейную зависимость и квадратную параболу.

Обе функции дали практически одинаковые результаты – линейный рост годового накопления твердых бытовых отходов со временем. Это означает, что в 2014 году годовое накопление твердых бытовых отходов может достигнуть значения $Q = 395$ тыс. т ($R^2 = 0,98$). Однако на этой диаграмме хорошо видно, что ближе к 2011 году интенсивность роста накопления таких отходов (после скачка в 2009–2010 годах) имеет тенденцию к снижению. После выяснения причин изменения характера накопления твердых бытовых отходов было решено исключить (на данном этапе прогнозирования) данные начального периода – 2006–2007 годы.

На рис. 5 показаны результаты статистического прогнозирования до 2014 года с использованием исходных данных только за период с 2008 по 2011 год (прием «отбрасывания устаревших данных» для обеспечения однородности выборки).

Выводы

Сравнение линейной функции регрессии ($R^2 = 0,9397$) и функции регрессии по квадратной параболе ($R^2 = 0,9453$) показывает, что при незначительно отличающихся значениях R^2 результаты прогноза заметно различаются. Так, при линейной зависимости количество твердых бытовых отходов может достигнуть значения $Q = 395$ тыс. т ($R^2 = 0,9397$), а при параболической зависимости только $Q =$

371 тыс. т ($R^2 = 0,9453$), причем достоверность аппроксимации во втором случае сравнительно выше. Это и позволяет признать последнюю аппроксимацию более обоснованной.

1. Ниворожкина Л. П., Морозова З. А., Герасимова И. А., Житников И. В. Основы статистики с элементами теории вероятностей для экономистов: руководство для решения задач. — Ростов н/Д: Феникс, 1999. — 320 с.

2. Теория вероятностей и математическая статистика в задачах: учеб. пособие для вузов / В. А. Ватутин [и др.]. — М.: Дрофа, 2003. — 328 с.

3. Сметанин В. И. Защита окружающей среды от отходов производства и потребления. — М.: «КолосС», 2003. — 232 с.

Материал поступил в редакцию 07.11.11.

Сметанин Владимир Иванович, доктор технических наук, профессор, зав. кафедрой «Организация и технология строительства объектов природообустройства»

Тел. 8 (499) 976-07-13

E-mail: Smetanin2000@yandex.ru

Красовская Светлана Петровна, аспирантка

Тел. 8-918-308-32-30

Щекудов Евгений Владимирович, кандидат технических наук, доцент, директор филиала

Тел. 8-916-112-04-98

Воробьев Лев Алексеевич, старший научный сотрудник

Тел. 8-916-505-12-46

УДК 502/504:631.8:633.2

Р. Ф. БАЙБЕКОВ, Г. Е. МЁРЗЛАЯ, Э. Н. АКАНОВ

Всероссийский научно-исследовательский институт агрохимии имени Д. Н. Прянишникова, Москва

БИОЛОГИЧЕСКАЯ АКТИВНОСТЬ ПОЧВЫ В АГРОЦЕНОЗАХ МНОГОЛЕТНИХ ТРАВ

По результатам 12-летних исследований (2000–2011) в микрополевым опыте установлено положительное влияние подстилочного навоза и компостов на основе осадков сточных вод (при оптимизации доз как в действии, так и последствии) на продуктивность многолетних злаковых травостоев, на агрохимические свойства почвы, на численность микроорганизмов и эмиссию углекислого газа.

Органические удобрения, дозы удобрений, свойства почвы, продуктивность многолетних трав.

According to the 12-years researches (2000–2011) in the micro-field experiment there is established a positive influence of the litter manure and composts on the basis of sewage sediments (under optimization of dozes both in action and afterwards) on the productivity of permanent cereal herbage, agrochemical properties of soil, quantity of microorganisms and emission of carbon dioxide.

Organic fertilizers, dozers of fertilizers, soil properties, productivity of permanent grasses.

В последние десятилетия в связи с резким сокращением поголовья животных и возникновением дефицита органических удобрений обострилась проблема плодородия почв. На 1 га пашни в насто-

ящее время вносится не более 0,5...0,6 т органических удобрений в пересчете на подстилочный навоз, т. е. обеспеченность ими почв не превышает 10...12 %. В этих условиях целесообразно использовать все