

A high demand in the domestic market for medicinal plant raw materials led to a need for the cultivation of various types of medicinal plants in large volumes. Bioregulators obtained from natural plant material with a broad spectrum of action are used to reduce costs and improve the quality and productivity of raw materials. According to soil and climatic conditions, the Middle Volga region is promising for cultivating medicinal plants. Therefore, this research aims to study the effect of plant-derived growth regulators on the raw productivity of *Calendula officinalis* L. varieties. The research was done in 2020-2022 on meadow-chernozem soil at the experimental site of the Penza State Agrarian University. The usage of growth regulators to treat seeds and plants in the rosette phase of leaves improves the individual development of calendula. The most productive months are July and August, in which, in the first two years, each plant has formed, on average, 76% of the harvest over 13 collections, and in 2022, over 15 accounting, the whole harvest was collected. On average, over three years, the number of inflorescences formed on the *Calta* variety was 22.2 pcs./plant, exceeding their number in the Golden Sea variety by 4.5 pcs./plant. However, double inflorescences were 1.9 times less common: 49.0% versus 94.5%. Therefore, the yield of air-dry inflorescences decreased by 12% and amounted to 5.55 g/plant compared to 6.21 g/plant. Amongst the bioregulators, the Golden Sea calendula was influenced the most by the Biodux and Zircon agrochemicals. Their usage increased a single plant's raw productivity to 6.64 and 6.51 g, respectively, compared to 5.29 g in the control group. The most effective growth regulators for the *Calta* variety were AgroStimul and Biodux, which increased the single plant's productivity to 5.92 and 5.85 g.

УДК 631.452

DOI: 10.25680/S19948603.2023.135.16

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МНОЖЕСТВЕННОЙ РЕГРЕССИИ ДЛЯ ОЦЕНКИ КОМПЛЕКСНОСТИ ПЛОДОРОДИЯ СЕРОЙ ЛЕСНОЙ ПОЧВЫ

Р.Н. Ушаков, д.с.-х.н., А.В. Ручкина, В.И. Левин, д.с.-х.н., Ф.Ю. Бобраков, Т.Ю. Ушакова, к.с.-х.н., ФГБОУ ВО «Рязанский государственный агротехнологический университет имени П.А. Костычева»

390044, Рязань, ул. Костычева, д. 1, E-mail: r.usakov1971@mail.ru

Рассмотрена перспективность использования множественной регрессии в качестве оценочного критерия состояния почвенного плодородия и определения приемлемых на текущий момент времени почвенных параметров на основе доверительных интервалов. Исследования выполнены по материалам агрохимического обследования почвы, проведенного в ФГБУ ГЦАС «Московский» на агросерой почве в ЗАО «Макеево» Зарайского района Московской области. Цель исследований – установить и оценить регрессионную модель, характеризующую комплексность плодородия. Исходный массив данных по почвенным свойствам (независимые переменные – X_1-X_6) был разделен на два кластера (зависимая переменная – Y) методом кластерного анализа. Отсутствие достоверных различий между кластерами и некоторых параметров в модели определило необходимость корректировки. После выявления статистических выбросов (экстремальных наблюдений), анализа остатков, коэффициентов детерминации выбрана оптимальная регрессионная модель с наименьшей из всех полученных стандартной ошибкой: $Y = -7,5 + 0,002P_2O_5 + 0,3pH + 0,2Гумус - 0,2Нг + 0,004K_2O + 0,06V$ (Нг – гидролитическая кислотность, V – степень насыщенности почв основаниями). По разнице между парной и частной корреляции доказано совокупное влияние всех почвенных свойств. Например, наибольшая разница (0,35) установлена для pH. При тесной связи в парной корреляции (0,73) это может указывать на то, что она обусловлена влиянием остальных почвенных свойств. Если их не учитывать, то доля изменчивости кластера, обусловленная pH, составит 53%, с учетом почвенных свойств – 41%. Установлен приемлемый уровень плодородия агросерой почвы: он обеспечивается при содержании гумуса не ниже 3,2%, подвижного фосфора и обменного калия – не ниже 181 и 144 мг/кг почвы, солевой и гидролитической кислотности – не ниже 5,7 ед. pH и 1,5 мг-экв/100 г соответственно, степени насыщенности почвы основаниями – не ниже 92%. При таком числовом сочетании между почвенными свойствами обеспечивается комплексность плодородия.

Ключевые слова: плодородие, параметры, агросерая почва, корреляционно-регрессионный анализ.

Для цитирования: Ушаков Р.Н., Ручкина А.В., Левин В.И., Бобраков Ф.Ю., Ушакова Т.Ю. Использование множественной регрессии для оценки комплексности плодородия серой лесной почвы // Плодородие. – 2023. – №6. – С. 64-68. DOI: 10.25680/S19948603.2023.135.16.

Плодородие – это системный, интегрирующий, многомерный показатель почвенных процессов и свойств [1]. Этому классическому научному мировоззрению должны в максимальной степени соответствовать подходы и способы мониторинга и анализа почвенного плодородия. В качестве одного из методов исполнения о представлении и проведении комплексной оценки плодородия почвы предлагается использовать статистический анализ на основе корреляционно-регрессионных связей при условии задаваемого алгоритма, что все показатели плодородия представляют единое целое (фактор). На основе этого строится интерпретация результатов.

Предложенный подход не противоречит общим классическим представлениям о комплексности плодородия и ее

оценки [4, 10], но позволит дополнить их полезной информацией, разработать перспективную модель плодородия для конкретной почвы на текущий момент времени.

В математическом смысле оценить конструктивность антропогенной деятельности в земледелии можно по её организующей роли в создании неслучайных связей между почвенными параметрами относительно друг друга, в максимальной степени приближенных к линейным типам (увеличиваются содержание элементов питания и одновременно с этим содержание гумуса, снижается кислотность). Наибольший вклад в формирование связей принадлежит гумусу. Так, в работе [2] показано, что с увеличением содержания гумуса в дерново-подзолистой легкосуглинистой почве на 1 % гидролитическая

кислотность почвы увеличивается в среднем на 1,56 мг-экв/100 г почвы, а сумма обменных оснований – на 6,93 мг-экв/100 г почвы.

На практике в агропочвах, в отличие от естественных аналогов (с организующей ролью биологического круговорота, замыкающегося на органическом веществе почвы), реализацию таких связей, то есть не между отдельными парами, а во множестве почвенных показателей, установить не всегда представляется возможным. Для приближения к решению задачи, как вариант, можно массив данных о плодородии предварительно разбить на кластеры с соблюдением условия, что почвенные образцы отбираются с элементарных участков с единым геохимическим фоном. Кластерный и корреляционно-регрессионный анализы успешно используют в сельскохозяйственной науке [3, 9, 10]. Это позволяет объективно представить если не всецело комплексность плодородия, то хотя бы условия её формирования с учетом текущего состояния почвенных свойств и их прогнозных изменений.

Цель исследований – установить и оценить регрессионную модель, характеризующую комплексность плодородия.

Важность почвенного мониторинга отражена во многих публикациях [6-8, 11, 12, 13]. Его результаты необходимо проверять на соответствие региональным нормативам [5].

Методика. Работа выполнена по материалам агрохимического обследования и лабораторных анализов агросерых почв, проведенных ФГБУ ГЦАС «Московский» в ЗАО «Макеево» Зарайского района Московской области. Согласно пояснительным запискам к агрохимическому обследованию почв, отдельно обрабатываемые участки делили на элементарные площадью 5-8 га (на пашне). С каждого элементарного участка отбирали один смешанный почвенный образец, который состоял

из 20-45 индивидуальных проб. В смешанных почвенных образцах определяли: подвижный фосфор (P_2O_5) и обменный калий (K_2O) по Кирсанову (ГОСТ 26204-91); кислотность в солевой вытяжке (pH_{KCl}) (ГОСТ 26483-85), гидролитическую кислотность (Hr) – по Каппену, органическое вещество (гумус) – по Тюрину (ГОСТ 26213-91). Степень насыщенности почв основаниями (%) устанавливали по формуле: $V = (S/EKO) \cdot 100$, где S – сумма обменных оснований; EKO – емкость катионного обмена. Объем проанализированной выборки составил 224 образца.

Статистические анализы выполнены с помощью программного продукта STATISTICA 10. Для построения гистограмм остатков вначале их стандартизировали (это остатки, делённые на собственное стандартное отклонение), ранжировали по порядку, и вычисляли стандартные значения нормального распределения.

Результаты и их обсуждение. Предварительно данные по почвенным показателям разделили на две группы с помощью кластерного анализа. Дисперсионный анализ показал, что гидролитическая кислотность и гумус выпали из кластеризации, так как их вклад оказался не достоверным по t-критерию Стьюдента ($p > 0,05$). Отсутствовали различия и между кластерами по почвенным показателям, они оказались не достоверными (определяли дисперсионным анализом ANOVA), за исключением только по фосфору и калию. Не достоверной была и зависимость самого кластера от совокупности почвенных свойств (установлена путем множественного коэффициента корреляции).

Из рисунка 1 видно, что наблюдаемые остатки, отложенные по оси X, распределены не нормально, так как все значения не располагаются вблизи прямой линии, а отклоняются от неё. Заметны выбросы.

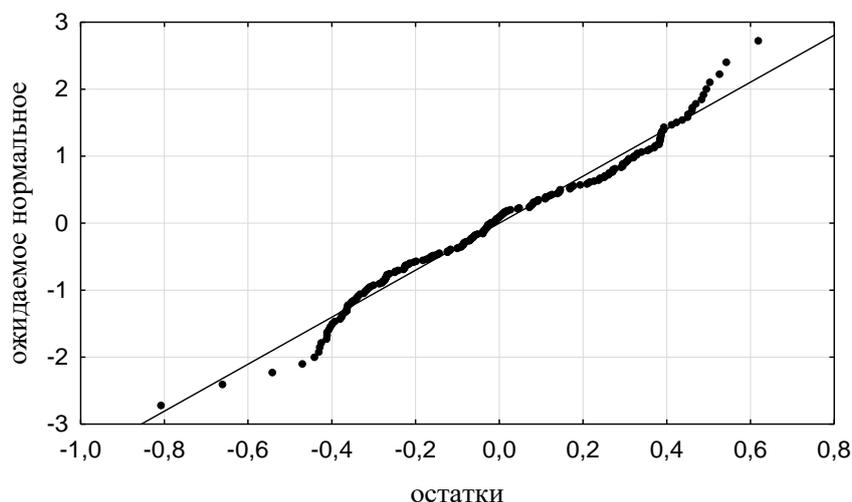


Рис. 1. Нормальный вероятностный график остатков для исходного массива данных

Таким образом, первоначальный массив данных по почвенным свойствам не мог указывать на плодородие почвы как на интегрирующий показатель почвенных свойств. Необходимо было произвести корректировку исходной структуры массива данных. Критериями ее эффективности стали наличие достоверного участия всех учтённых почвенных свойств во множественной регрессии (зависимая переменная – «кластер»), их достоверный вклад в кластеризацию и анализ удаленных остатков – проверка на нормальное распределение,

отсутствие автокорреляции между ними, выполнение условия постоянства дисперсий случайных отклонений для любых наблюдений (гомоскедастичность). При ее наличии выводы могут приводить к неверным заключениям по построенной модели.

При составлении оптимальной модели регрессии учли выбросы (резко выделяющиеся наблюдения), так как линейная регрессия очень чувствительна к ним, они влияют на линию регрессии и окончательное прогнозируемое значение. За выбросы принимали наблюдения,

если значения их стандартных остатков не попадали в интервал – среднее ± 3 умноженное на стандартное отклонение, а также с наибольшими значениями расстояния Махаланобиса. Все наблюдения с экстремальными значениями исключили из массива. В результате гистограмма остатков (рис. 2) несколько отличалась от

первоначального варианта (см. рис. 1): точки более тесно располагались к линии, менее заметным стало их S-образное расположение. Это свидетельствует, по крайней мере, о близком к нормальному распределению остатков (это предусматривает классический метод регрессионного анализа).

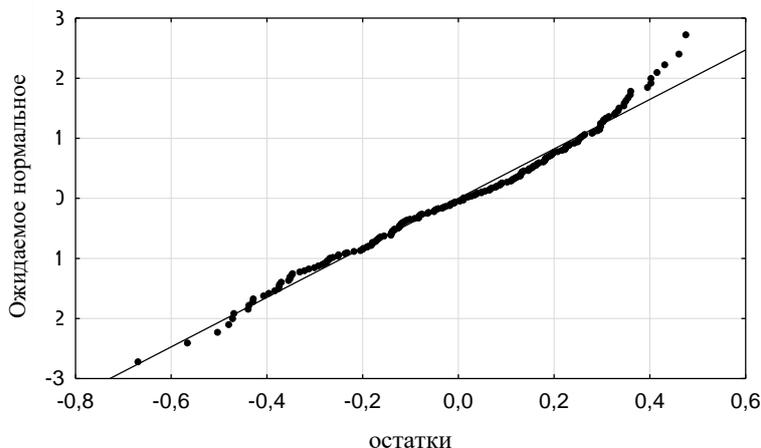


Рис. 2. Нормальный вероятностный график остатков после корректировки исходного массива данных

При выборе лучшей регрессионной модели принимали во внимание минимальную величину остаточной вариации (остаток), которая говорит о более удачном выборе вида регрессионного уравнения. В нашем случае самая минимальная она была при значении 11,7 при максимальной вариации зависимой переменной («кластер») – 38,3 (табл. 1).

1. Дисперсионная таблица регрессионной модели

| Параметр | Сумма квадратов | Средний квадрат | F критерий Фишера | Уровень значимости |
|-----------|-----------------|-----------------|-------------------|--------------------|
| Регрессия | 38,3 | 6,4 | 108,2 | <0,01 |
| Остаток | 11,6 | 0,06 | – | – |
| Общее | 49,9 | – | – | – |

Проверка на нормальное распределение остатков по критерию Колмогорова – Смирнова (D) с поправкой Лиллиефорс показала, что уровень значимости (p) при этом больше 0,05, что отвечает требованию нормального распределения (рис. 3). Отсутствовала и зависимость остатков от переменных. Поэтому выводы по множественной регрессии, которые будут показаны далее, справедливы.

Как правило, значения асимметрии и эксцесса, которые находятся в пределах ± 1 от асимметрии и эксцесса

нормального распределения, указывают на достаточную нормальность. В нашем случае значения показателей составили -0,2 и -0,7 ед. соответственно, что подтверждает нормальное распределение остатков.

Проверка на наличие систематических связей между остатками (автокорреляция) произведена при помощи теста Дарбина-Ватсона (d). Коэффициент d составил 2,02, что свидетельствует об отсутствии корреляции в остатках (они случайные). Не нашли подтверждения гетероскедастичные возмущения в регрессии.

Принадлежность совокупности почвенных свойств (предикторы) к кластерам (1 или 2) можно определить уравнением множественной регрессии: $Y = 7,5 + 0,002P_2O_5 + 0,3pH + 0,2Гумус - 0,2Нг + 0,004K_2O + 0,06V$ (табл. 2).

Коэффициент распространения дисперсии (VIF) оценивает степень избыточности каждого из независимых переменных. Если $VIF < 10$ (по Marquardt) коллинеарность отсутствует. По всем почвенным свойствам $VIF < 10$ (табл. 3), значит, линейная зависимость между почвенными свойствами отсутствует. Это дает основание для использования регрессионной модели.

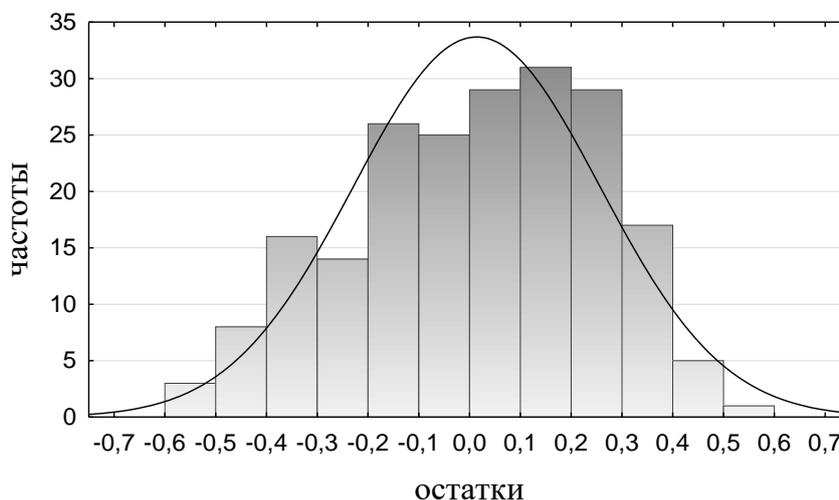


Рис. 3. Гистограмма нормального распределения остатков ($D = 0,0643$; $p > 0,05$)

2. Зависимости кластера от почвенных показателей (R=0,88; R²= 0,77; скорректированный R²= 0,76; SEE=0,24)

| Параметр | Бета | Стандартная ошибка беты | Коэффициент регрессии | Стандартная ошибка регрессии | Стьюдент | Уровень значимости |
|---------------------------------------|------|-------------------------|-----------------------|------------------------------|----------|--------------------|
| Пересечение | - | - | -7,5644 | 1,0514 | -7,195 | <0,01 |
| P ₂ O ₅ , мг/кг | 0,12 | 0,038 | 0,0018 | 0,0006 | 3,006 | <0,01 |
| pH _{КСЛ} | 0,28 | 0,052 | 0,3307 | 0,0612 | 5,401 | <0,01 |
| Гумус, % | 0,33 | 0,045 | 0,2389 | 0,0320 | 7,462 | <0,01 |
| Hг, мг-экв/100 г | 0,22 | 0,073 | 0,1918 | 0,0639 | 3,000 | <0,01 |
| K ₂ O, мг/кг | 0,23 | 0,040 | 0,0038 | 0,0007 | 5,690 | <0,01 |
| V, % | 0,43 | 0,077 | 0,0603 | 0,0107 | 5,630 | <0,01 |

3. Проверка на коллинеарность

| Параметр | Толерантность | R ² | Коэффициент распространения дисперсии (VIF) |
|---------------------------------------|---------------|----------------|---|
| P ₂ O ₅ , мг/кг | 0,8 | 0,2 | 1,3 |
| pH _{КСЛ} | 0,4 | 0,6 | 2,5 |
| Гумус, % | 0,6 | 0,4 | 1,7 |
| Hг, мг-экв/100 г | 0,2 | 0,8 | 5,0 |
| K ₂ O, мг/кг | 0,7 | 0,3 | 1,4 |
| V, % | 0,2 | 0,8 | 5,0 |

По значениям беты (стандартизированный коэффициент) можно сравнивать вклады независимых переменных в кластеризацию. Ее наибольшая величина (0,43) оказалась по V, наименьшая (0,12) – фосфору. Хотя в целом различия были не столь контрастными.

Значение коэффициента детерминации (R²) является индикатором степени подгонки модели к данным. В

нашем случае R² при проведении множественной корреляции с участием почвенных показателей составил 0,76 ед. (см. табл. 2). Значит доля дисперсии зависимой переменной (кластеры), объясняемая рассматриваемой моделью (почвенными свойствами), составила 59%. Другими словами, 59% от исходной изменчивости могут быть объяснены.

По всем показателям модель качественная. Значение R² стремится к единице, а значение скорректированного R² уменьшилось незначительно. Значение стандартной ошибки оценки (SEE) низкое (0,24), уровня значимости меньше 0,05.

Сравнение значений парного и частного коэффициентов корреляции показывает направление воздействия фиксируемого фактора.

Значения коэффициентов парной корреляции оказались выше частной корреляции (табл. 4).

4. Корреляция между переменной «кластер» и почвенными показателями (p<0,01)

| Параметр | Корреляция | | Г _{yx1} — Г _{yx1/x2,x3,x4,x5} | Вклад каждого показателя в дисперсию кластера с учетом остальных ПП, % |
|---------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------|---|--|
| | частная Г _{yx1/x2,x3,x4,x5} | парная Г _{yx1} | | |
| P ₂ O ₅ , мг/кг | 0,18 | 0,39 | 0,21 | 11 |
| pH _{КСЛ} | 0,38 | 0,73 | 0,35 | 41 |
| Гумус, % | 0,31 | 0,62 | 0,31 | 28 |
| Hг, мг-экв/100 г | -0,21 | -0,47 | -0,26 | 15 |
| K ₂ O, мг/кг | 0,32 | 0,51 | 0,19 | 22 |
| V, % | 0,36 | 0,61 | 0,25 | 31 |

Это значит, что связи между кластером и каждым из почвенных показателей обусловлены воздействием на них остальных фиксируемых переменных. По разнице между коэффициентами корреляции, по-видимому, можно судить о величине влияния почвенных свойств. Наибольшая разница (0,35) установлена для pH. При тесной связи в парной корреляции (0,73) это может указывать на то, что она обусловлена влиянием остальных почвенных свойств. Если их не учитывать, то доля изменчивости кластера, обусловленная pH, составила 53% (r²=0,53). На самом деле, более реалистичным является не 53%, а за минусом 12% [(Г_{yx1} – Г_{yx1/x2,x3,x4,x5})²= 0,12], т.е. 41%. Менее зависимы от совокупного воздействия кислотности, гумуса, степени насыщенности основаниями оказались подвижный фосфор и обменный калий, так как разница между парной и частной корреляцией минимальна – 0,21 и 0,19 ед. соответственно. По-видимому, это связано с наибольшей зависимостью содержания элементов питания от антропогенного фактора.

Приемлемая по всем критериям регрессионная модель послужила основанием для разработки модели плодородия агросерой почвы с учетом ранжирования на две группы (кластеры). Она представлена в таблице 5.

Итак, для конкретного хозяйства установлены два варианта модели плодородия для агросерой почвы с достоверными различиями по почвенным свойствам. Например, для варианта 2 при содержании гумуса 3,2-3,4%,

количество подвижного фосфора должно быть 181-192 мг/кг, обменного калия – 144-153 мг/кг, солевая кислотность не ниже 5,7 ед. pH. Увеличение элементов питания в почве на фоне снижения гумуса, повышения кислотности и т.д. нарушает оптимальные соотношения между показателями, интегральный эффект от почвенного плодородия сводится к нулю.

5. Статистическое описание модели плодородия агросерой почвы

| Параметр | Кластер | X _{ср} | S _{ср} | Доверительный интервал |
|---------------------------------------|---------|-----------------|-----------------|------------------------|
| P ₂ O ₅ , мг/кг | 1 | 161 | 3,2 | 155-168 |
| | 2 | 187 | 2,7 | 181-192 |
| pH _{КСЛ} | 1 | 5,1 | 0,03 | 5,1-5,2 |
| | 2 | 5,8 | 0,03 | 5,7-5,8 |
| Гумус, % | 1 | 2,3 | 0,05 | 2,2-2,4 |
| | 2 | 3,3 | 0,05 | 3,2-3,4 |
| Hг, мг-экв/100 г | 1 | 2,2 | 0,05 | 2,1-2,3 |
| | 2 | 1,6 | 0,05 | 1,5-1,7 |
| K ₂ O, мг/кг | 1 | 117 | 2,8 | 111-122 |
| | 2 | 148 | 2,4 | 144-153 |
| V, % | 1 | 88 | 0,3 | 87-88 |
| | 2 | 92 | 0,3 | 92-93 |

Примечание. X_{ср} – среднее значение, S_{ср} – стандартная ошибка средней.

Заключение. При оценке плодородия, учитывая его комплексность (внутренние взаимосвязи), более объективная картина, с точки зрения результирующего эффекта и объема извлекаемой информации, наблюдается

при интерпретации множественного коэффициента корреляции, сравнении между собой парных и частных коэффициентов связи.

Значения почвенных свойств рассчитаны для условия проявления комплексности плодородия, т.е. достоверного участия всех выбранных почвенных показателей в регрессионной модели. Изменения в ту или иную сторону числовых значений показателей разобщает структурное единство почвенных свойств, так как некоторые из них выпадают из регрессии, а это влечет нарушение комплексности плодородия.

Установлен приемлемый уровень плодородия агропесчаной почвы: он обеспечивается при содержании гумуса не ниже 3,2%, подвижного фосфора и обменного калия – не ниже 181 и 144 мг/кг почвы, солевой и гидролитической кислотности – не ниже 5,7 ед. рН и 1,5 мг-экв/100 г соответственно, степени насыщенности почвы основаниями – не ниже 92%. При таком числовом сочетании между почвенными свойствами обеспечивается комплексность плодородия.

Литература

1. Апарин Б. Ф. Эволюционные модели плодородия почв. – СПб.: СПб. университет, 1997. – 292 с.
2. Воробьев В. Б., Грищенко И.Ю. Влияние гумусированности агродерново-подзолистой легкосуглинистой почвы на некоторые свойства почвенного поглощающего комплекса // Вестник Белорусской государственной сельскохозяйственной академии. – 2013. – № 3. – С. 59-62.

3. Воробьев Н.И., Ладан С.С. Кластерный анализ статистических профилей пространственного распределения гумуса // Плодородие. – 2021. – № 5. – С. 33-36.
4. Державин Л.М., Фрид А.С. Модели комплексной оценки плодородия пахотных земель // Агрохимия. – 2002. – №8. – С. 5-13.
5. Зонально-провинциальные нормативы изменений агрохимических, физико-химических и физических показателей основных пахотных почв европейской территории России при антропогенных воздействиях: Российская академия сельскохозяйственных наук, Почвенный институт им. В.В. Докучаева / А. С. Фрид, И. В. Кузнецова, И. Е. Королева [и др.]; Хитров Н.Б. ответственный редактор. – М.: Почвенный институт им. В.В. Докучаева, 2010. – 176 с.
6. Красницкий В.М., Шмидт А.Г. Элементы мониторинга для оценки плодородия пахотных земель // Почвоведение и агрохимия. – 2019. – №3. – С. 88-96.
7. Кудряков В. Н., Соколов М. С., Глинушкин А. П. Современное состояние почв агроценозов России, меры по их оздоровлению и рациональному использованию // Агрохимия. – 2017. – № 6. – С. 3-11.
8. Куликова А.Х., Тигин В.П. Плодородие почв в Ульяновской области за 40 лет // Плодородие. – 2006. – № 6. – С. 17-19.
9. Мохов Б.П. Регрессионный анализ состояния и взаимодействия основных процессов использования обменной энергии у крупного рогатого скота // Вестник Ульяновской государственной сельскохозяйственной академии. – 2021. – №4. – С. 206-212.
10. Савич В.И., Булгаков Д.С., Духанин Ю.А., Оглоблина А.А. Взаимосвязи между свойствами почвы и плодородием // Агрохимия. – 2007. – № 2. – С. 5-13.
11. Сулейманов С.Р., Низамов Р.М., Сафиоллин Ф.Н., Логинов Н.А. Мониторинг и приемы повышения плодородия почв Республики Татарстан // Плодородие. – 2020. – №3. – С. 23-26.
12. Сычев В. Г., Шафран С. А. Прогноз плодородия почв Нечерноземной зоны в зависимости от уровня применения удобрений // Плодородие. – 2019. – № 7. – С. 22-25.
13. Чекмарев П. А., Корицунов А. П. Агрохимическая характеристика почв Чувашской республики // Земледелие. – 2020. – №8. – С. 24-28.

USING MULTIPLE REGRESSION TO ASSESS THE COMPLEXITY OF FERTILITY OF GRAY FOREST SOIL

R.N. Ushakov, professor, doctor of agricultural sciences, A.V. Ruchkina, st. teacher,

V.I. Levin, doctor of agricultural sciences, F.Yu. Bobrakov, graduate student,

T.Yu. Ushakova, candidate of agricultural sciences n. IFGBOU HE "Ryazan State Agrotechnological University named after P.A. Kostycheva", 390044, Ryazan, st. Kostycheva, 1, E-mail: r.ushakov1971@mail.ru

The prospects of using multiple regression as an assessment criterion for the state of soil fertility and determining currently acceptable soil parameters based on confidence intervals are considered. The research was carried out based on materials from an agrochemical soil survey carried out at the Federal State Budgetary Institution GCAS "Moskovsky" on agro-gray soil in JSC "Makeevo" in the Zaraisky district, Moscow region. The purpose of the research is to establish and evaluate a regression model characterizing the complexity of fertility. The original data set on soil properties (independent variables – X1-X6) was divided into two clusters (dependent variable – Y) using the cluster analysis method. The lack of significant differences between clusters and some parameters in the model determined the need for adjustment. After identifying statistical outliers (extreme observations), analyzing residuals and coefficients of determination, the optimal regression model with the smallest standard error of all was selected: $Y = -7.5 + 0.002P2O5 + 0.3pH + 0.2Humus - 0.2Hg + 0.004K2O + 0.06V$; (Hg – hydrolytic acidity, V – degree of soil saturation with bases). Based on the difference between pairwise and partial correlations, the combined influence of all soil properties was proven. For example, the largest difference (0.35) was found for pH. If there is a close connection in the pairwise correlation (0.73), this may indicate that it is due to the influence of other soil properties. If they are not taken into account, then the share of cluster variability due to pH will be 53%, taking into account soil properties – 41%. An acceptable level of fertility of agro-gray soil has been established: it is ensured when the humus content is not lower than 3.2%, available phosphorus and exchangeable potassium are not lower than 181 and 144 mg/kg of soil, salt and hydrolytic acidity is not lower than 5.7 units. pH and 1.5 mEq/100 g, respectively, the degree of soil saturation with bases is not lower than 92%. With such a numerical combination between soil properties, the complexity of fertility is ensured.

Key words: fertility, parameters, agro-gray soil, correlation-regression analysis.