

УДК 631.452:631.445.25:519.257

ОЦЕНКА И ОПТИМИЗАЦИЯ ПЛОДОРОДИЯ АГРОСЕРОЙ ПОЧВЫ МЕТОДАМИ МНОГОМЕРНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА

© 2022 г. Р. Н. Ушаков^{1,*}, Т. Ю. Ушакова¹, А. В. Ручкина¹,
К. В. Абдулаязнова¹, Ф. Ю. Бобраков¹

¹Рязанский государственный агротехнологический университет
390044 Рязань, ул. Косычева, 1, Россия

*E-mail: r.usakov1971@mail.ru

Поступила в редакцию 19.05.2022 г.

После доработки 11.07.2022 г.

Принята к публикации 15.09.2022 г.

Оценили плодородие почв и его оптимизацию с помощью кластерного анализа (КА), дискриминантного анализа (ДА) и метода главных компонент (МГК). Работа выполнена по материалам агрохимического обследования агросерой почвы в ЗАО “Макеево” Зарайского р-на Московской обл., выполненного Агрохимической службой “Московский”. Определены солевая (pH_{KCl}) и гидролитическая кислотность (H^f), подвижные формы фосфора (P_2O_5) и обменного калия (K_2O), гумус, обменные кальций (Ca^{2+}) и магний (Mg^{2+}), степень насыщенности основаниями (I) в соответствии с бонитетом. Объем выборки равен 224. По медиане массив данных был разделен по бонитету на группу 1 – бонитет <90 ед., группу 2 – >90 ед. В этом случае показатели H^f , Ca^{2+} , Mg^{2+} не объясняли достоверность различий между бонитетами. При использовании кластерного анализа выпадали показатели pH_{KCl} и содержание гумуса. Причина – отсутствие оптимальности соотношений между показателями. Провели корректировку кластеров и исключили показатель содержания $P_2O_5 > 290$ мг/кг и сменили группу 1 на группу 2 при содержании гумуса >3%. Все показатели оказали достоверное влияние на различия между группой (кластер) 1 (43 ед.) и группой 2 (53 ед.). Показатель МГК позволил определить вклад каждого почвенного показателя в разделении на группы. В первой компоненте (37% всей дисперсии), наибольший вклад в формирование различий бонитетов оказали показатели I , H^f (вклад 37%). Во второй главной компоненте (26%) различия обусловили элементы питания (вклад 35–44%). Вклад гумуса (90%) отражен в третьей компоненте (17% всей дисперсии). Указанные методы анализа позволили выявить условия, при которых участие почвенных показателей было достоверным и равным по величине вклада. Только в этом случае достигалась комплексная оценка плодородия. Оптимальные параметры плодородия в данном случае при высоком показателе бонитета достигались при pH_{KCl} 5.5–5.6 ед., H^f – 1.7–1.9 мгэкв/100 г, P_2O_5 – 225–240 мг/кг, K_2O – 158–192 мг/кг, содержании гумуса – 3.0–3.4%, Mg^{2+} – 4.4–6.0 мгэкв/100 г, V – 90–91%.

Ключевые слова: оценка плодородия, агросерая почва, бонитет, кластерный анализ, дискриминантный анализ, метод главных компонент.

DOI: 10.31857/S0002188122120134

ВВЕДЕНИЕ

Потенциал плодородия зависит главным образом не от количественной размерности каждого из его показателей в отдельности, а от степени приближения к оптимальности соотношений между ними в едином, целостном проявлении. Важна комплексная оценка почвенного плодородия [1–3], и на этой основе – организация комплексного окультуривания почв в хозяйстве.

Представить комплексную оценку позволяет расчет сводного показателя качества почвы (СПКП или бонитет) – интегральный показатель комплексной оценки для информационного управле-

ния плодородия почв [4]. Справедливо утверждение, сделанное в работе [5], что для бонитировки почв целесообразно использовать взаимосвязь между их свойствами. Теоретической основой оценки плодородия почв является представление о плодородии как о сложной системе, характеризующейся большим числом взаимосвязанных параметров [6, 7].

Оперирование агрономической службой хозяйства только одними картограммами, в которых отражены усредненные показатели содержания элементов питания и гумуса, а также кислотности, не дает основу для анализа состояния почвенного плодородия в хозяйстве. Анализ дол-

жен базироваться на развернутой информации о всех почвенных образцах, отобранных в хозяйстве, и проводится не только с позиции оценки через продуктивность пашни, но и понимания комплексности почвенного плодородия. Даже в пределах одного хозяйства в силу пространственной вариации плодородия представлено широкими комбинациями отражающих его параметров. Поиск оптимального, приемлемого варианта комбинации должен входить в обязанность агронома. На практике нередко возникают ситуации, когда интенсивное применение минеральных удобрений приводит к увеличению содержания элементов питания до высших классов обеспеченности, повышению урожайности, и как следствие – к росту бонитета. На деле результат его оценки может вызывать сомнения, вследствие опасности искаженного представления об истинном состоянии плодородия почв, например, по причине неочевидности проявления вклада в плодородие других, менее динамичных почвенных свойств. Примерами могут быть высокая обеспеченность почвы фосфором и калием на фоне высокой кислотности, низкого содержания гумуса. Если подобные соотношения, выраженные в несовпадении оптимальных условий при максимальном наборе почвенных свойств, проявляются часто, то для разреза всего почвенного покрова бонитет не может быть высоким. Поэтому требуется оптимизация плодородия. Под оптимизацией плодородия мы понимаем проявление комплексности, наличие оптимальных соотношений между почвенными показателями, их структурное единство.

Формализация знаний о бонитете и роли (месте) почвенных свойств в его формировании, представленная в форме структурных связей, имеет существенное значение для научного понимания вопросов почвенного плодородия, решения практических задач оценки качества земли. Одним из методов решения указанных вопросов является применение некоторых методов многомерного статистического анализа (ММСА). Они находят свое применение для обработки информации о свойствах почв [8–10]. Например, имеются работы, в которых метод главных компонент (МГК) используют для ряда научных задач в земледелии и почвоведении [11–14]. ММСА позволяют максимально приблизиться к решению сложных вопросов, связанных с пониманием плодородия почвы. На наш взгляд, ММСА позволяют выявить и обработать недоучтенную информацию о почвенных свойствах. Это позволит агрономической службе хозяйства найти оптимальные варианты комплексного окультурива-

ния почвы. Поиск в базах данных систем science-direct.com, springer.com и elibrary.ru не выявил научных источников, в которых кластерный анализ (КА), дискриминантный анализ (ДА), МГК применяли бы к результатам оценки почвенного плодородия по материалам агрохимических обследований почв в хозяйстве для принятия агрономической службой правильных решений по комплексному улучшению почвенного плодородия.

По-видимому, оптимизация плодородия подразумевает в том числе создание условий для проявления комплексности. Под комплексностью плодородия мы понимаем, с точки зрения рассмотрения его как свойства, не просто охватывание почвенных показателей, но, с позиции явления, как уникальную сущность по формированию (организации) между почвенными показателями структурного единства однонаправленных связей, сочетаний.

Результаты агрохимического мониторинга почвенных показателей, проводимого в рамках обследования элементарных участков производственных полей, представляют не только практический, но и научный интерес в силу получения обширного и в большинстве случаев варибельного в зависимости от объекта и признаков массива данных. В большинстве случаев выборка формируется не на однородном фоне. В выборке одновременно можно обнаружить самые разнообразные сочетания между почвенными показателями: удачные, если величины всех показателей меняются в пределах рекомендуемых нормативов [15], моделей плодородия [16] и плохие, если даже один из показателей выпадает по причине неудовлетворительности. В пределах поля встречаются фоновые показатели, характеризующие разные уровни плодородия. Для хозяйств агрохимические станции готовят картограммы отдельно для почвенных показателей. Содержание элементов питания может быть высоким, гумуса – низким. В итоге, доля удачных комбинаций может быть не высокой. Можно предположить, что оценка плодородия включает, в том числе, и выявление плохих сочетаний.

Результаты агрохимического обследования полей – это ценный информационный материал, который можно использовать для понимания вопросов формирования тех структурных внутренних связей (соотношений), которые являются основой проявления комплексности плодородия. Применение ММСА для изучения комплексности плодородия является одним из эффективных подходов.

Для оценки плодородия почвы, опираясь на результаты выборки агрохимического обследования полей, анализ, по-видимому, необходимо начинать с КА, который представляет собой процедуру упорядочивания объектов в сравнительно однородные группы по показателям почвенных свойств в силу их неизбежной пространственной изменчивости. Если пространственный фон неоднородный, то кластеризация (метод k -средних) сформирует достоверно различающиеся (при $p < 0.05$) группы почвенных свойств в зависимости от уровня плодородия. Если по какому-то показателю межгрупповые различия недостоверные, то необходимо корректировать исходный массив данных — выбраковывать самые плохие комбинации в сочетании почвенных свойств, например, при очень высоком содержании элементов питания и низком однородном в пространстве содержании гумуса (ниже нормативного, [15]) или другим причинам.

В большинстве случаев варьирование в пространстве почвенных показателей широкое. Если это так, то КА позволяет пространственную неоднородность классифицировать по величине показателя почвенных свойств или даже по уровню плодородия, если величины показателей между группами соответствуют разным нормативным условиям. Результаты КА позволят выявить в пространстве и зафиксировать на картограмме элементарные участки, в пределах которых величины почвенных показателей группы наименьшие. Далее разработать мероприятия для улучшения показателей, как вариант, до уровня наилучшей группы, которая отражает уровень плодородия почвы, сложившийся на протяжении большого интервала времени, а поэтому его можно считать результатом стабильной тенденции землепользования.

Далее при помощи ДА можно по показателю лямбда Уилкса определить доли влияния факторов, например, удобрений, фунгицидов на урожайность культуры [17]. По-видимому, аналогичным образом можно определить вклады почвенных параметров в формирование почвенного плодородия по МГК, и их вклады, как мы полагаем, рассматривая проблему в контексте оптимизации почвенного плодородия, должны не сильно различаться между собой. В этом случае может возникнуть справедливый вопрос: зачем добиваться схожего (однородного) вклада почвенных параметров в групповую дискриминацию? Ведь отсутствие групповых различий указывает на однородный по плодородию почвенный покров в хозяйстве и применение ДА теряет всякий смысл вслед за КА. Можно предположить, что более высокие вклады (веса) в дискриминацию одних поч-

венных параметров в сравнении с другими обусловлены относительно высокими коэффициентами варьирования первых. На этом фоне вклады других показателей могут снизиться до критических величин, при которых показатели не проходят тест на достоверное участие в дискриминации. Но в случае, если они также характеризуются широким варьированием, важно их учитывать и, если это возможно, выяснять причины их исключения программой. Возможно, это связано с отсутствием распределения, близкого к нормальному. Вот почему относительно однородный вклад всех показателей косвенно указывает на их схожее пространственное варьирование, в смысле наличия максимального количества удачных комбинаций между почвенными показателями, когда, например, среднему или высокому уровню плодородия соответствуют все почвенные свойства. Антропогенная деятельность должна сводиться к улучшению всех почвенных свойств. При повышении запаса фосфора в почве должно увеличиваться содержание гумуса и т.д. В математическом смысле антропогенная деятельность как бы устанавливает (организует) линейные связи между почвенными параметрами и во многом не случайные. В МГК заложены только линейные комбинации показателей. Поэтому чем теснее связи, тем больше вероятность участия всех изучаемых почвенных показателей в извлечении главных компонент с условием проверки на остаточную корреляцию (она должна приближаться к нулю). Это можно интерпретировать как обеспечение структурного единства почвенных свойств, а это важный критерий оптимизации почвенного плодородия.

Итак, ММСА позволяют оценить и оптимизировать плодородие, выбрать ту модель, которая вполне реалистична, логически с агрономической точки зрения обоснована для практического понимания.

Поэтому цель работы — оценка плодородия и ее оптимизация с помощью кластерного, дискриминантного анализа и метода главных компонент. Задачи: оценка плодородия агросерой почвы, определение условий достоверного участия почвенных свойств в группировке информации по бонитету, установление вклада почвенных свойств и их оптимального сочетания для агросерой тяжелосуглинистой почвы.

МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЯ

Работа выполнена на основе данных агрохимического обследования и лабораторных анализов агросерой тяжелосуглинистой почвы, прове-

денных ГЦАС “Московский” в ЗАО “Макеево” Зарайского р-на Московской обл. в 2015 г. Согласно пояснительным запискам к агрохимическому обследованию почв, отдельно-обрабатываемые участки делили на элементарные участки площадью 5–8 га (на пашне).

Использовали метод бонитировки почв, разработанный Почвенным институтом им. В.В. Докучаева [18]. В этом методе составляют бонитировочные шкалы на основе почвенных свойств. Использовали подвижную форму фосфора (P_2O_5), обменную форму калия (K_2O), содержание гумуса, кислотность в солевой вытяжке (pH_{KCl}), гидролитическую кислотность (H_T), обменные формы кальция (Ca^{2+}) и магния (Mg^{2+}). Далее в эту шкалу вносили поправки с учетом средней урожайности культур.

С каждого элементарного участка отбирали один смешанный почвенный образец, который состоял из 20–45 индивидуальных проб. В смешанных почвенных образцах определяли: содержание подвижного фосфора (P_2O_5) и обменного калия (K_2O) по Кирсанову (ГОСТ 26204-91), кислотность в солевой вытяжке (pH_{KCl}) (ГОСТ 26483-85), гидролитическую кислотность (H_T) – по Каппену, содержание органического вещества (гумус) – по Тюрину (ГОСТ 26213-91). Обменные формы кальция (Ca^{2+}) и магния (Mg^{2+}) определяли атомно-адсорбционным методом (ГОСТ 26487-85). Степень насыщенности почвы основаниями (V , %) определяли расчетным путем. Объем проанализированной выборки составил 224 образца.

Статистические анализы выполнены с помощью программного продукта STATISTICA 10. Кластерный анализ (метод k -средних) позволяет решать как минимум 2 задачи: выделить группы с разными величинами показателей плодородия и оценить его степень пространственной дифференциации. Для проверки эффективности результатов кластеризации–выявления и по возможности устранения неправильных классификаций, определения вклада почвенных свойств использовали ДА. Принималось условие, что только участие всех почвенных показателей в дискриминации может служить признаком качественной классификации. Дискриминантный анализ позволил скорректировать исходный массив данных таким образом, чтобы найти максимальное число удачных соотношений между ними. Проверяли их при помощи МГК. Условием для проявления структурного единства почвенных свойств является выделение первых 2-х главных компонент с максимальной информацией о

почвенных свойствах и их равносильном вкладе. Эффективность модели определяли по остаточным корреляциям. Полагаем, что условиями комплексности плодородия являются: сохранение всех почвенных переменных, даже если программа указывает на целесообразность проведения редукции данных, в максимальной степени одинаковый вклад (вес) всех почвенных показателей в дискриминацию и извлечение главных компонент с высокими факторными нагрузками (не менее 0.7 ед. по модулю) и максимальной долей дисперсии, величины остаточных корреляций после извлечения факторов, приближающиеся к нулю.

Полагаем, что предложенный подход подходит только для случаев, когда выборка почвенных показателей характеризуется широким пространственным разбросом данных. Это является плохим признаком плодородия почвы в хозяйстве. Судя по данным табл. 1, подобная ситуация сложилась в ЗАО “Макеево”. Не исключено, что схожие условия имеют место и в других хозяйствах. Это распространенное явление в агрохолдингах. Возникает вопрос оптимизации почвенного плодородия. Полагаем, что МГК, наряду с другими [17], может служить оценочным критерием комплексности плодородия и самой процедуры его оптимизации. Следует признать, что МГК не изучает взаимосвязи как таковые. Для этого существуют другие известные методы статистического анализа. Здесь мы следовали следующей идее: можно представить почвенные параметры в структурном единстве, т.е. как единое целое – фактор. Насколько они представлены в этом факторе – само участие и вклады можно изучить с помощью МГК. Структурное единство почвенных свойств выполняется при условии, что все без исключения почвенные параметры должны сосредотачиваться в первых 2-х компонентах, т.к. они наиболее информативны (наибольшая информация о плодородии). Это возможно при условии, что параметры взаимосвязаны между собой в разрезе не меньше средних уровней каждого из них, согласно [15]. Сами по себе эти взаимосвязи, линейные корреляции (МГК основан на них) не случайны, а являются логичными, т.к. их проявление связано с организующей ролью антропогенного фактора, если он направлен на улучшение всего комплекса почвенного плодородия, а не отдельных показателей. В противном случае корреляционную матрицу необходимо изучать на предмет проявления случайных эффектов. Необходимо было получить эти взаимосвязи, установить причины, чтобы затем вывести оптимальные ориентировочные параметры для агросерой тя-

Таблица 1. Описательная статистика исходного массива данных

| Параметр | X_{cp} | Me | X_{min} | X_{max} | S | $K_v, \%$ | $S_{x_{cp}}$ |
|-------------------------|----------|------|-----------|-----------|------|-----------|--------------|
| pH _{KCl} | 5.3 | 5.3 | 4.3 | 6.1 | 0.37 | 7.0 | 0.02 |
| H_T , мгэкв/100 г | 2.1 | 2.0 | 0.5 | 5.8 | 0.75 | 36.2 | 0.05 |
| P_2O_5 , мг/кг | 240 | 209 | 77.0 | 1097 | 135 | 56.2 | 9.02 |
| K_2O , мг/кг | 145 | 135 | 65.0 | 440 | 58.2 | 40.2 | 3.89 |
| Гумус, % | 2.7 | 2.7 | 1.2 | 6.5 | 0.82 | 30.2 | 0.05 |
| Ca^{2+} , мгэкв/100 г | 12.3 | 12.4 | 8.9 | 18.0 | 1.60 | 13.0 | 0.11 |
| Mg^{2+} , мгэкв/100 г | 4.2 | 2.9 | 1.9 | 13.0 | 3.06 | 73.3 | 0.20 |
| $V, \%$ | 88.6 | 88.9 | 73.3 | 97.7 | 4.11 | 4.6 | 0.27 |
| Бонитет, ед. | 87.9 | 90.0 | 54.7 | 99.8 | — | — | — |

Примечание. X_{cp} – среднее, Me – медиана, X_{min} и X_{max} – минимальная и максимальная величина, S – стандартное отклонение, K_v – коэффициент вариации, $S_{x_{cp}}$ – стандартная ошибка среднего. То же в табл. 5.

желосуглинистой почвы. Отсюда и интерпретация оценки оптимизации плодородия для конкретного случая – результата агрохимического обследования агросерой почвы в конкретном хозяйстве, когда необходимо было исполнить несколько этапов корректировки исходного массива данных. Для начала проверить выборку на нормальное распределение методом Шапиро–Уилкса. Далее с помощью графиков распределения с нормальной подгонкой (зависимость ожидаемой нормальной величины от эмпирической) установить “хвосты”, связанные с очень высоким содержанием фосфора и калия, чтобы они не маскировали вклады других параметров.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

В табл. 1 приведены данные описательной статистики, с которыми достоверно коррелирует бонитет. Обращает внимание сильное различие между минимальными (X_{min}) и максимальными величинами (X_{max}) содержания P_2O_5 и K_2O с коэффициентами вариации (K_v) 56 и 40% соответственно. Отмечали существенное превышение среднего (X_{cp}) содержания P_2O_5 своей медианы (Me) на 31 мг/кг, для содержания калия разница составила 11 мг/кг. В 55% случаев для P_2O_5 и в 34% случаев для содержания K_2O обеспеченность агросерой почвы была высокой и очень высокой, что обусловлено интенсивным применением минеральных удобрений в агрохолдинге. Это частный случай, хотя, например, в юго-западной части Центрально-Черноземного района России средний уровень внесения минеральных удобрений превысил 100 кг/га, установлены максимальные за всю историю наблюдений величины сред-

невзвешенного содержания подвижных форм фосфора и калия [19].

Величины остальных показателей вписывались в типичный для данной почвы интервал. Таким образом, статистическая обработка проведена для конкретного случая, для условия интенсивного применения фосфорных и калийных удобрений. Например, содержание P_2O_5 в 15% случаев превышало 290 мг/кг, в большинстве случаев (90%) содержание K_2O было сопряжено с ним (в тех же самых образцах) и в 10% случаев содержание K_2O превышало 200 мг/кг. По этой причине расчетные величины бонитета оказались необоснованно завышенными: в 49% случаях они находились в диапазоне от 90 до 100 ед. Это не отражало объективную оценку плодородия. При таких высоких показателях бонитета содержание гумуса в 69% случаев было меньше 3%. Согласно разработанным моделям плодородия для агросерой тяжелосуглинистой почвы [15, 20], содержание гумуса <3% не соответствует среднему уровню плодородия. При разделении массива данных по варианту 1 средний показатель бонитета для первой группы составил 80 ед., второй – 95 ед. (табл. 2). В этом случае достоверные различия между группами установлены по величине pH_{KCl}, содержанию P_2O_5 , K_2O и гумуса. С агрохимической, экологической и экономической точки зрения поддерживать в почве высокие показатели содержания P_2O_5 и K_2O нецелесообразно. Со статистической точки зрения их можно отнести к “хвостам”. Из-за них проверка показала отсутствие нормального распределения данных. Поэтому возникла необходимость исключить из статистической обработки высокие показатели содержания P_2O_5 и K_2O – более 290 и 200 мг/кг

Таблица 2. Средние величины почвенных показателей по группам и кластерам

| Группа/ кластер | pH _{KCl} | H _T | P ₂ O ₅ | K ₂ O | Гумус | Ca ²⁺ | Mg ²⁺ | V | Бонитет |
|--------------------|-------------------|----------------|-------------------------------|------------------|-------|------------------|------------------|------|---------|
| Вариант 1 | | | | | | | | | |
| 1 | 5.1 | 2.1 | 185 | 115 | 2.6 | 12.3 | 4.1 | 88.4 | 80 |
| 2 | 5.4 | 2.1 | 286 | 170 | 2.9 | 12.4 | 4.2 | 88.8 | 95 |
| Вариант 2 | | | | | | | | | |
| 1 | 5.1 | 2.2 | 146 | 114 | 2.7 | 12.2 | 4.2 | 88.0 | 81 |
| 2 | 5.3 | 1.9 | 230 | 148 | 2.7 | 12.1 | 4.8 | 89.6 | 91 |
| Вариант 3 | | | | | | | | | |
| 1 | 5.1 | 2.3 | 210 | 129 | 2.4 | 12.5 | 3.7 | 87.6 | 83 |
| 2 | 5.4 | 1.7 | 278 | 164 | 3.2 | 12.1 | 4.7 | 89.8 | 93 |
| Вариант 4 | | | | | | | | | |
| 1 | 5.0 | 2.4 | 160 | 113 | 2.4 | 12.1 | 4.1 | 86.7 | 73 |
| 2 | 5.2 | 2.2 | 230 | 137 | 2.5 | 12.5 | 3.7 | 88.0 | 86 |
| 3 | 5.4 | 1.9 | 278 | 165 | 3.1 | 12.1 | 4.8 | 89.9 | 95 |
| Вариант 5 | | | | | | | | | |
| 1 | 4.8 | 3.4 | 122 | 119 | 2.4 | 12.1 | 2.8 | 81.7 | 73 |
| 2 | 5.2 | 2.1 | 191 | 130 | 2.5 | 12.3 | 3.7 | 88.2 | 86 |
| 3 | 5.5 | 1.8 | 233 | 174 | 3.3 | 12.3 | 5.2 | 90.5 | 95 |

Примечание. Единицы измерения почвенных показателей соответствуют табл. 1.

соответственно и провести КА – разделение бонитетов по варианту 2. В этом случае достоверность различий между группами отмечена и для остальных показателей, за исключением содержания гумуса. При высокой величине K_y (30.2%) это указывает на то, что для нашего случая не сложилась такая комбинация между почвенными свойствами, при которой вклад гумуса в разделение бонитетов мог бы проявиться.

Проверка на достоверность различий между группами (F -критерий) для каждого показателя показала, что если за основу взять данные бонитета, то роль показателей, характеризующих состояние почвенно-поглощающего комплекса (H_T , Mg^{2+} , V), оказалась не установленной (недостоверные различия). Если за основу принять группировку на основе кластеров, то нивелируется значение гумуса. Поэтому далее была проведена корректировка кластеров: кластер 1 (бонитет <90 ед.) менялся на кластер 2 (бонитет >90 ед.), если содержание гумуса превышало 3% (вариант 3). В этом случае за исключением содержания Ca^{2+} ($p = 0.08$) различия между почвенными показателями были достоверными. При величине бонитета 83 ед. (корректированный кластер 1) и 93 ед. (корректированный кластер 2) достоверные различия по величинам pH_{KCl} и H_T составили 3 мг-экв/100 г и 0.6 ед. соответственно,

по содержаниям P₂O₅ – 68 мг/кг, K₂O – 35 мг/кг, гумуса – 0.8%, Mg^{2+} – 1 мгэкв/100 г, V – 2.2%.

Можно принять другой вариант (вариант 4) – выделить дополнительно 3-ю группу на основе варианта 3. В этом случае достоверное различие бонитета между 1-й и 3-й группой становится еще более существенной – 22 ед., что обусловлено увеличением разницы содержания P₂O₅ (118 мг/кг) и K₂O (52 мг/кг) (табл. 2).

МГК направлен не только на редукцию данных без потери ценной информации, но и на изучение взаимосвязей между величинами переменных (в нашем случае почвенных свойств). В отношении почвенных свойств это особенно важно, т.к. все они являются структурными элементами плодородия, поэтому исключение какого-либо из них неприемлемо. При рассмотрении первой главной компоненты, на долю которой приходится 37% всей дисперсии, оказалось, что наиболее различающимися группами в варианте 4 были первая (бонитет = 73) с коэффициентом собственного вектора (КСВ) 0.75 и третья (бонитет = 95), = -0.43 (табл. 3). Наибольший вклад в формирование различий в зависимости от этой компоненты вносят V и H_T (КСВ = 0.91, вклад по 37%), далее pH_{KCl} (КСВ = -0.63, вклад – 17%) и P₂O₅ (КСВ = -0.37, вклад – 6%) (табл. 4). Вторая главная компонента описывает ≈26% информа-

Таблица 3. Коэффициенты собственного вектора (КСВ) при разделении на группы

| При группировке по варианту 4 | Компонент 1 | Компонент 2 | Компонент 3 | Компонент 4 |
|-------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 0.75 | -0.88 | 0.28 | 0.18 |
| 2 | 0.16 | -0.14 | 0.32 | 0.03 |
| 3 | -0.43 | 0.45 | -0.42 | -0.10 |

Таблица 4. Характеристика компонент после оптимизации

| Компонента | Собственное число | % общей вариации | Коэффициент собственного вектора для почвенных свойств/вклад, % | | | | | |
|------------|-------------------|------------------|---|------------------------------|-------------------------|----------|---------------------------------------|----------|
| | | | pH _{KCl} | H _г , мгЭКВ/100 г | K ₂ O, мг/кг | Гумус, % | P ₂ O ₅ , мг/кг | V, % |
| Вариант 4 | | | | | | | | |
| 1 | 2.22 | 37 | -0.63/17 | 0.91/37 | 0.08/0 | 0.08/0 | -0.37/6 | -0.91/37 |
| 2 | 1.58 | 26 | 0.42/11 | 0.27/5 | 0.83/44 | 0.15/1 | 0.74/35 | -0.24/4 |
| 3 | 1.03 | 17 | 0.16/2 | 0.08/1 | -0.12/1 | -0.96/90 | 0.15/2 | -0.18/3 |
| 4 | 0.60 | 10 | -0.61/62 | -0.19/6 | 0.33/18 | -0.17/5 | 0.13/3 | 0.18/5 |
| Вариант 5 | | | | | | | | |
| 1 | 4.32 | 72 | -0.93/20 | 0.85/20 | -0.75/10 | -0.85/20 | -0.84/20 | 0.87/20 |
| 2 | 0.81 | 13 | 0.4/0 | -0.40/20 | -0.60/40 | -0.37/20 | 0.05/0 | 0.40/20 |
| 3 | 0.46 | 8 | -0.18/10 | -0.28/20 | 0.03/0 | 0.29/20 | -0.51/60 | 0.11/0 |
| 4 | 0.21 | 4 | -0.26/30 | -0.07/0 | 0.27/30 | -0.23/20 | 0.05/0 | 0.15/10 |

ции для группировки. По ней максимальные различия между 1-й и 3-й группами обусловлены содержанием элементов питания (КСВ = 0.74–0.83), вклад 35–44%. Роль гумуса отражена в 3-й компоненте, объясняющей 17% всей дисперсии. При КСВ = 0.96, вклад органического вещества составляет 90%. Наибольший вклад (62%) величины pH_{KCl} установлен для 4-й компоненты с долей дисперсий всего 10%. Таким образом, можно предположить, что некоторые показатели оказались недоучтенными.

Итак, если бы все почвенные параметры достоверно разделяли бонитет на 3 группы с показателями 73, 86 и 95 ед., то на первые 2 компоненты приходилось всего 63% дисперсии. Это мало. При этом отмечен разброс данных по компонентам с невысокой дисперсией. Например, высокий вклад гумуса 90% отражается в компоненте с общей вариацией всего 17%. По-видимому, роль гумуса недооценена. Аналогичную закономерность выявили и для показателей pH_{KCl} и содержания K₂O. Возникла необходимость в сжатии информации (вариант 5 оптимизации). Для этого были рассчитаны прогнозные величины почвенных

параметров на основе их зависимости от КСВ 3-х факторов – F₁, F₂, F₃ (компонент). Уравнения регрессии имеют следующий вид (p < 0.01):

$$\text{pH}_{\text{KCl}} \quad Y = 5 + 0.3F_1 - 0.01F_2 + 0.14F_3,$$

$$H_{\text{г}} \quad Y = 2 - 0.4F_1 + 0.2F_2 + 0.4F_3,$$

$$P_2O_5 \quad Y = 176 + 15F_1 + 13F_2 - 9F_3,$$

$$K_2O \quad Y = 135 + 15F_1 + 21F_2 - 1.6F_3,$$

$$\text{Гумус} \quad Y = 2.9 + 0.5F_1 + 0.01F_2 + 0.5F_3,$$

$$V \quad Y = 90 + 3F_1 - 1.3F_2 - 0.8F_3.$$

Описательная статистика прогнозных величин почвенных показателей приведена в табл. 5. По сравнению с исходными данными (табл. 1), скорректированный массив почвенных показателей стал более выровненным, т.к. величины K_г снизились для всех показателей. Качество классификации почвенных свойств определяли с помощью дискриминантного анализа (ДА).

По отмеченным в табл. 6 параметрам корректировка групп на основе регрессионных зависимостей (вариант 5) еще в некоторой степени улучшила результат классификации почвенных

Таблица 5. Описательная статистика после окончательной оптимизации плодородия почвы (вариант 5)

| Параметр | $X_{\text{ср}}$ | Me | X_{min} | X_{max} | S | $K_v, \%$ | $S_{x_{\text{ср}}}$ |
|---------------------------------------|-----------------|------|------------------|------------------|-----|-----------|---------------------|
| pH _{KCl} | 5.5 | 5.6 | 4.6 | 6.7 | 0.4 | 6.7 | 0.03 |
| H_T , мгэкв/100 г | 2.0 | 1.9 | 0.7 | 5.5 | 0.6 | 29.1 | 0.04 |
| P ₂ O ₅ , мг/кг | 176 | 174 | 124 | 252 | 22 | 12.0 | 1.5 |
| K ₂ O, мг/кг | 135 | 131 | 93 | 229 | 26 | 19.0 | 1.8 |
| Гумус, % | 2.9 | 2.8 | 1.6 | 5.7 | 0.7 | 23.6 | 0.05 |
| $V, \%$ | 90.4 | 91.4 | 72.3 | 96.7 | 3.4 | 3.8 | 0.24 |

Таблица 6. Некоторые параметры дискриминантного анализа при группировке

| Группировка | Общая лямбда Уилкса | F -критерий | R^* | Доля случаев верной классификации, % |
|---------------|---------------------|---------------|---------|--------------------------------------|
| По варианту 4 | 0.48 | 19 | 0.7/0.2 | 72 |
| По варианту 5 | 0.20 | 44 | 0.9/0.4 | 95 |

Примечание. Над чертой – по первой компоненте, под чертой – по второй компоненте.

свойств – 95% против 72% (вариант 4). Это видно по величине общей лямбды Уилкса (чем ближе она к нулю, тем больше вклад почвенных свойств в разделение на группы), F -критерию (отношение межгрупповой дисперсии к внутригрупповой), поэтому чем больше F , тем лучше, а также по каноническому коэффициенту корреляции – R . При этом в варианте 4 для 2-й компоненты величина R была недостоверной.

Вариант 5 оптимизации основывается на предположении, что если между почвенными параметрами имеются скрытые (но не случайные) линейные комбинации, то уже явно они проявятся в первых двух компонентах после повторного использования МГК. Как видно из табл. 5, в варианте 5 оптимизации в первой главной компоненте величины КСВ (или нагрузки) стали для всех показателей более ровными (0.75–0.87 ед. по модулю), факторные нагрузки оказались сильными, т.к. превышали 0.7 ед. На этом фоне по сравнению с вариантом 4 оптимизации вклад первой компоненты в общую дисперсию увеличился в 2 раза и составил 72%, а в сумме со второй – 85%. Результаты классификации можно интерпретировать следующим образом: при тех прогнозных параметрах описательной статистики, которые показаны в табл. 5, почвенные показатели стали более структурированы, представляли единое целое, с общим вкладом в формирование плодородия 90% (табл. 4).

Итак, группировка варианта 1 была сделана на основе исходной информации агрохимического обследования почв. Она не может объективно оценить комплексность плодородия почвы, т.к.

некоторые показатели (например, содержание гумуса) при относительно высоких величинах K_v оказались исключенными из ДА вследствие недостоверного участия по уровню значимости. При использовании МГК показатели с высокими факторными нагрузками оказались в наименее информативных компонентах. При допущении, что компоненты извлекают почвенные свойства, значит, все они с точки зрения оценки комплексности плодородия должны одновременно сосредоточиться в тех компонентах, которые несут максимальную информацию – информацию о плодородии.

Оптимизация состояния почвенного плодородия установила необходимость снижения показателя H_T на 0.2–0.3 мгэкв/100 г до 1.7–1.9 мгэкв/100 г, увеличения содержания гумуса на 0.3–0.4% до 3.0–3.4%. Для других показателей данные приведены в табл. 7.

Следует признать правоту научных подходов к оценке плодородия, которые предлагают учитывать не только агрохимические показатели, но и агрофизические, биологические и т.п. [7]. Тем не менее, данный вопрос, по-видимому, необходимо начинать решать в агрономической службе хозяйства с агрохимического блока информации о почве и на его основе постепенно вводить в модели другие сведения, в том числе о биоклиматическом потенциале территории и т.п. Это сделает более упрощенной понимание процедуры статистической обработки и интерпретацию полученных результатов.

Таблица 7. Доверительные интервалы почвенных показателей

| Группа | pH _{KCl} | H _T | P ₂ O ₅ | K ₂ O | Гумус | Mg ²⁺ | V | Бонитет |
|-----------|-------------------|----------------|-------------------------------|------------------|---------|------------------|-------|---------|
| Вариант 1 | | | | | | | | |
| 1 | 5.1–5.2 | 1.9–2.3 | 169–201 | 108–122 | 2.4–2.7 | 3.5–4.7 | 87–89 | 78–81 |
| 2 | 5.3–5.4 | 1.9–2.2 | 259–313 | 159–181 | 2.7–3.0 | 3.7–4.8 | 88–89 | 94–95 |
| Вариант 5 | | | | | | | | |
| 1 | 4.6–4.9 | 2.7–4.0 | 108–136 | 96–141 | 2.0–2.8 | 2.6–3.1 | 79–85 | 68–77 |
| 2 | 5.1–5.1 | 2.0–2.2 | 182–199 | 124–137 | 2.3–2.6 | 3.3–4.2 | 88–89 | 84–87 |
| 3 | 5.5–5.6 | 1.7–1.9 | 220–240 | 158–192 | 3.0–3.4 | 4.4–6.0 | 90–91 | 93–96 |

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Для более детальной и качественной комплексной оценки состояния почвенного плодородия в хозяйстве недостаточно агрономической службой оперировать только описательной статистикой. Информация о ней может выдать неточное представление о плодородии. Данное предположение исходит из результатов анализа методами многомерной статистики, когда показано, что не все почвенные показатели достоверно классифицируются или их вклады контрастируют между собой по весу. Поэтому задачи комплексной оценки плодородия не выполняются. Так случилось в нашем случае после статистической обработки результатов агрохимического обследования в хозяйстве. Предложена поэтапная корректировка группировки бонитета, сначала выполненная на основе медианы, затем методами многомерного статистического анализа, при которых были достигнуты достоверная классификация вовлеченных в оценку агрохимических почвенных свойств и одинаковый по весу их вклад в дискриминацию. После этого предложено оптимальное сочетание величин показателей при интенсивном применении минеральных удобрений и бонитете не меньше 93 ед.: солевая кислотность должна лежать в пределах 5.5–5.6 ед., гидролитическая кислотность – 1.7–1.9 мгэкв/100 г, содержание подвижного фосфора – 220–240 мг/кг, обменного калия – 158–192 мг/кг, гумуса – 3.0–3.4%, степень насыщенности почв основаниями – 90–91%.

Следует признать, что некоторые результаты наших исследований, являются дискуссионными. Смысл предложенного подхода состоит в том, чтобы не только провести оценку почвенного плодородия в соответствии с классическими представлениями о многомерной статистике, но и использовать ее в качестве инструмента поиска варианта почвенного плодородия, в котором его показатели представляли бы структурную, единую общность с близкими вкладами в его формирование.

Авторы выражают признательность директору ЗАО “Макеево” Сенченкову Евгению Викторовичу за предоставление развернутых данных агрохимического обследования полей в хозяйстве.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Державин Л.М., Фрид А.С. Научно-методические принципы комплексного мониторинга плодородия земель сельскохозяйственного назначения // Агрохимия. 2012. № 2. С. 3–11.
2. Державин Л.М., Фрид А.С. Модели комплексной оценки плодородия пахотных земель // Агрохимия. 2002. № 8. С. 5–13.
3. Сычев В.Г., Шафран С.А., Виноградова С.Б. Плодородие почв России и пути его регулирования // Агрохимия. 2020. № 6. С. 3–13.
4. Савич К.В., Мельник Н.Н., Карауш П.Ю., Саидов А.К. Оценка земель // Плодородие. 2010. № 1 (52). С. 38–39.
5. Седых В.А., Байбеков Р.Ф., Савич К.В., Доронкина Т.В. Интегральная оценка бонитета почв сельскохозяйственных угодий // Земледелие. 2018. № 6. С. 18–20.
6. Апарин Б.Ф. Эволюционные модели плодородия почв. СПб.: Изд-во СПбГУ, 1997. 292 с.
7. Державин Л.М., Фрид А.С. О комплексной оценке плодородия пахотных земель // Агрохимия. 2001. № 9. С. 5–12.
8. Федоров Б.А. Построение многофакторных регрессионных моделей для оценки свойств торфяной залежи и торфа методом главных компонент // Вестн. Твер. ГТУ. 2007. № 12. С. 148–150.
9. Mandal U.K., Warrington D.N., Bhardwaj A.K., Bar-Tal A., Kautsky L., Minz D., Levy G.J. Evaluating impact of irrigation water quality on a calcareous clay soil using principal component analysis // Geoderma. 2008. V. 144. P. 189–197.
10. Гиниятуллин К.Г., Валева А.А., Смирнова Е.В. Использование кластерного и дискриминантного анализов для диагностики литологической неоднородности почвообразующей породы по гранулометрическому составу // Почвоведение. 2017. № 8. С. 946–953.
11. Sena M.M., Frighetto R.T.S., Valarini P.J., Tokeshi H., Poppi R.J. Discrimination of management effects on soil parameters by using principal component analysis:

- a multivariate analysis case study // *Soil Till. Res.* 2002. V. 2. P. 171–181.
12. Рожков В.А. Классификация почв – не место для дискуссий // *Бюл. Почв. ин-та им. В.В. Докучаева.* 2013. Вып. 72. С. 47–64.
 13. Холодов В.А., Ярославцева Н.В., Лазарев В.И., Фрид А.С. Интерпретация данных агрегатного состава типичных черноземов разного вида использования методами кластерного анализа и главных компонент // *Почвоведение.* 2016. № 9. С. 1093–1100.
 14. Ефремова Т.Т., Ефремов С.П., Мелентьева Н.В., Аврова А.Ф. Формализованный анализ гумусного состояния горных торфяных почв на уровне высотных поясов // *Почвоведение.* 2019. № 8. С. 923–934.
 15. Фрид А.С., Кузнецова И.В., Королева И.Е. Зонально-провинциальные нормативы изменений агрохимических, физико-химических и физических показателей основных пахотных почв европейской территории России при антропогенных воздействиях. М.: Почвенный ин-т им. В.В. Докучаева, 2010. 174 с.
 16. Фрид А.С. Обеспеченность территории России региональными информационными моделями плодородия // *Бюл. Почв. ин-та им. В.В. Докучаева.* 2007. № 60. С. 56–70.
 17. Фрид А.С. Обоснование методических подходов к анализу данных многолетних полевых опытов // *Агрохимия.* 2013. № 10. С. 75–96.
 18. Шишов Л.Л., Дурманов Д.Н., Карманов И.И. Ефремов В.В. Теоретические основы и пути регулирования плодородия почв. М.: Агропромиздат, 1991. 304 с.
 19. Лукин С.В. Мониторинг плодородия пахотных почв юго-западной части центрально-черноземного района России // *Агрохимия.* 2021. № 3. С. 3–14.
 20. Ильина Л.В. Комплексное воспроизводство плодородия серых лесных почв и его эффективность. Рязань: Узоречье, 1997. 231 с.

Assessment and Optimization of Agricultural Gray Soil Fertility by Methods of Multidimensional Statistical Analysis

R. N. Ushakov^{a,#}, T. Y. Ushakov^a, A.V. Ruchkin^a,
K. V. Abdulazyanov^a, and F. Y. Bobrakov^a

^aRyazan State Agrotechnological University
ul. Kostycheva 1, Ryazan 390044, Russia

[#]E-mail: r.ushakov1971@mail.ru

Soil fertility and its optimization were evaluated using cluster analysis (KA), discriminant analysis (DA) and the principal component method (PCM). The work was carried out based on the materials of the agrochemical survey of the agro-gray soil in CJSC “Makeevo” of the Zaraisk district of the Moscow region, carried out by the Agrochemical Service “Moskovsky”. The salt (pH_{KCl}) and hydrolytic acidity (N_a), mobile forms of phosphorus (P_2O_5) and exchangeable potassium (K_2O), humus, exchangeable calcium (Ca^{2+}) and magnesium (Mg^{2+}), the degree of saturation with bases (V) in accordance with the bonitet were determined. The sample size is 224. According to the median, the data array was divided by bonus into group 1 – bonus <90 units, group 2 – >90 units. In this case, the indicators of Ng , Ca^{2+} , Mg^{2+} did not explain the reliability of the differences between the bonuses. When using cluster analysis, pH_{KCl} and humus content dropped out. The reason is the lack of optimal ratios between indicators. The clusters were adjusted and the indicator of P_2O_5 content >290 mg/kg was excluded and group 1 was replaced by group 2 with humus content >3%. All indicators had a significant impact on the differences between group (cluster) 1 (43 units) and group 2 (53 units). The PCM indicator made it possible to determine the contribution of each soil indicator in the division into groups. In the first component (37% of the total variance), the greatest contribution to the formation of differences in bonuses was made by indicators V , N_a (contribution 37%). In the second main component (26%), the differences were caused by batteries (35–44% contribution). The contribution of humus (90%) is reflected in the third component (17% of the total dispersion). These methods of analysis allowed us to identify conditions under which the participation of soil indicators was reliable and even in terms of contribution. Only in this case a comprehensive assessment of fertility was achieved. Optimal fertility parameters in this case with a high bonus index were achieved at pH_{KCl} 5.5–5.6 units, N_a – 1.7–1.9 mgcecv/100 g, P_2O_5 – 225–240 mg/kg, K_2O – 158–192 mg/kg, humus content – 3.0–3.4%, Mg^{2+} – 4.4–6.0 mgcecv/100 g, V – 90–91%.

Key words: fertility assessment, agro-gray soil, bonus, cluster analysis, discriminant analysis, principal component method.