

3. Государственный реестр средств защиты растений и удобрений, разрешенных к применению на территории Республики Беларусь / М-во сел. хоз-ва и продовольствия Респ. Беларусь, Гл. гос. инспекция по семеноводству, карантину и защите растений; сост.: А. В. Пискун [и др.]. – Минск: [б. и.], 2017. – 668 с.
4. Дударевич, В. И. Влияние регулятора роста Экосил на формирование фотосинтетического аппарата и продуктивность среднеспелых сортов картофеля / В. И. Дударевич, С. С. Позняк, Ч. А. Романовский // Вестн. АПК Верхневожжя. – 2008. – № 1. – С. 19-24.
5. Интегрированные системы защиты сельскохозяйственных культур от вредителей, болезней и сорняков: рекомендации / Ин-т защиты растений Нац. акад. наук Беларуси; под ред. С. В. Сороки. – Минск: Беларус. наука, 2005. – 462 с.
6. Лукьянюк, Н. А. Влияние элементов технологии на содержание вредных сахарах у гибридов сахарной свеклы / Н. А. Лукьянюк, И. К. Абрамович // Почвоведение и агрохимия. – 2013. – № 1 (50). – С. 272-282.
7. Лукьянюк, Н. А. Состояние и проблемы защиты сахарной свеклы от болезней / Н. А. Лукьянюк, О. А. Бендузан // Приемы повышения плодородия почв, эффективности удобрений и средств защиты растений: материалы междунар. науч.-практ. конф., Горки, 27-29 мая 2003 г. / Беларус. гос. с.-х. акад.; редкол.: Ю. А. Миренков [и др.]. – Горки, 2003. – Ч. 3. – С. 84-87.
8. Методические указания по созданию инфекционных фонов и оценке сортов сахарной свеклы на устойчивость к основным болезням / сост.: К. Н. Хованская [и др.]; Науч.-произв. об-ние «Сахсвекла», Всесоз. науч.-исслед. ин-т сахар. свеклы. – Киев: [б. и.], 1985. – 48 с.
9. Тарасенко, В. С. Эффективность применения препарата Экосил при возделывании сахарной свеклы / В. С. Тарасенко, Н. И. Тарасенко, И. А. Шаганов // Беларус. сел. хоз-во. – 2008. – № 5. – С. 49-53.
10. Фитосанитарная диагностика / А. Ф. Ченкин [и др.]; под ред. А. Ф. Ченкина. – М.: Колос, 1994. – 322 с.
11. Чумаков, А. Е. Вредоносность болезней сельскохозяйственных культур / А. Е. Чумаков, А. Т. Захаров. – М.: Агрпромиздат, 1990. – 127 с.

УДК 631.474

## **ОЦЕНКА ПРОСТРАНСТВЕННОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ В ПОЧВЕ КИСЛОТОРАСТВОРИМОЙ МЕДИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ИНСТРУМЕНТОВ ГЕОСТАТИСТИКИ**

**Т. Н. Мыслыва**

УО «Белорусская государственная сельскохозяйственная академия»  
г. Горки, Республика Беларусь (Республика Беларусь, 213407, г. Горки,  
ул. Мичурина, 5; e-mail: kancel@baa.by)

***Ключевые слова:** кислоторастворимая медь, геопространственная статистика, менеджмент-зоны, почва, кластеризация.*

***Аннотация.** Представлены результаты оценки характера пространственного распределения данных о содержании в почве кислоторастворимой меди посредством применения функциональных возможностей геоинформационных систем, в частности, выполнен анализ группирования данных с использованием алгоритма k-средних. Величина расстояния, с которого необхо-*

димо начать анализ пространственной автокорреляции, составила 550 м, тогда как величина приращения (лага), установленная эмпирическим путем, – 250 м. Установлено наличие достоверной кластеризации содержания в почве кислоторастворимой меди (фактическая величина глобального индекса Морана составляет 0,21802;  $p$ -значение > 2,58). Идентифицированы три менеджмент-зоны с различным содержанием Си, площадью 2395,13 га (среднее содержание кислоторастворимой меди 1,75 мг/кг), 3270,97 (среднее содержание кислоторастворимой меди – 2,1 мг/кг) и 2540,31 га (среднее содержание кислоторастворимой меди – 2,52 мг/кг). Полученная информация может использоваться для разработки карт-заданий по дифференцированному внесению минеральных удобрений при внедрении элементов точного земледелия.

## EVALUATION OF THE SPATIAL DISTRIBUTION OF ACID-SOLUBLE COPPER IN THE SOIL WITH USE OF THE GEOSTATISTICS TOOLS

T. N. Myslyva

EI «Belarusian state agricultural academy»

Gorki, Republic of Belarus (Republic of Belarus, 213407, Gorki,

5 Michurina st., e-mail: kancel@baa.by)

**Key words:** acid-soluble copper, geospatial statistics, management zones, soil, clustering.

**Summary.** The results of evaluating the nature of the spatial distribution of data on the content of acid-soluble copper in the soil by applying the functionality of geographic information systems are presented, in particular, the analysis of data grouping using the  $k$ -means algorithm is performed. The distance from which it is necessary to begin the analysis of spatial autocorrelation was 550 m, while the magnitude of the increment (lag), established empirically, is 250 m. The presence of reliable clustering of acid-soluble copper in the soil was established (the actual value of the global Moran index is 0,21802;  $p$ -value > 2,58). Three management zones with different Cu contents were identified, with an area of 2395,13 ha (average acid-soluble copper content 1,75 mg/kg), 3270,97 (average acid-soluble copper content 2,1 mg/kg) and 2540,31 ha (average the content of acid-soluble copper 2,52 mg/kg). The information obtained can be used to develop task maps for the differential application of mineral fertilizers during the introduction of precision farming.

(Поступила в редакцию 28.05.2020 г.)

**Введение.** Медь принадлежит к числу важнейших микроэлементов, участвующих в процессах окисления, она усиливает интенсивность дыхания, способствует синтезу белков и входит в состав 19 ферментов, которые являются медьсодержащими протеинами (аскорбиноксидазы, уреазы, дифинилоксидазы, церулоплазмин) [1]. Ее содержание в почве зависит прежде всего от минералогического и грануломет-

рического состава почвообразующих пород, типа почвообразующих процессов, химизма и уровня залегания грунтовых вод, количества и качества органического вещества почвы, интенсивности антропогенной деятельности [2]. Основные почвообразующие породы Беларуси традиционно бедны медью, особенно мало ее содержат флювиогляциальные и древнеаллювиальные песчаные отложения, а также продукты выветривания кристаллических пород. В связи с этим и почвы, сформированные на таких породах, имеют низкие запасы валовой и подвижной меди. Пахотные почвы Могилевской области характеризуются преимущественно низким (56,1 % площади) содержанием подвижных форм меди, а высоко обеспеченные медью почвы имеют незначительное распространение (5,1 %). На территории Горещкокого района 58,9 % пахотных земель имеют содержание меди в пределах 1,51-3,0 мг/кг и только 2,8 % содержат более 5 мг/кг этого элемента [3].

Применение возможностей ГИС-анализа является наиболее оптимальным для поиска пространственных закономерностей в распределении тех или иных почвенных показателей и взаимосвязей между ними. Однако в современной практике агрохимического мониторинга, осуществляемого как в Республике Беларусь, так и в сопредельных государствах, обследование почв проводится без точного геопозиционирования, поэтому при повторном обследовании трудно с уверенностью утверждать, что пробы были отобраны в том же самом месте. Такая практика приводит к невозможности отразить реальную динамику изменения почвенных показателей в пределах землепользования, что впоследствии приводит к неверным результатам при расчете доз удобрений и химических мелиорантов и непосредственно сказывается как на экономической деятельности сельскохозяйственного предприятия, так и на экологической обстановке в пределах целого агроландшафта [4].

**Цель работы.** Целью проведенного исследования являлся анализ возможности использования методов геопространственной статистики для оценки пространственного распределения кислоторастворимой меди в почве пахотных земель РУП «Учебно-опытное хозяйство БГСХА» для формирования менеджмент-зон при внедрении элементов системы точного земледелия.

Задачи исследования предусматривали следующее: 1) выполнить анализ группирования данных с использованием алгоритма k-средних; 2) определить минимальное и максимальное расстояния окрестности поиска ближайшего соседства, дающие возможность подобрать оптимальную величину окрестности поиска при моделировании пространственного распространения кислоторастворимой меди; 3) рассчитать глобальный индекс Морана I, позволяющий определить, имеет ли ме-

сто явление кластеризации по отношению к атрибутивным данным, каковыми являются сведения о содержании кислоторастворимой меди в почве; 4) определить общий индекс Getis-OrdG для оценки общей структуры и тренда геоданных, а также степени кластеризации высоких и/или низких значений выборки данных о содержании кислоторастворимой меди; 5) рассчитать индекс Getis-OrdG\*, позволяющий установить наличие кластеризации данных с высокими и низкими значениями; 6) выполнить анализ кластеров и выбросов для установления отличий атрибутивных значений каждого рабочего участка от его окрестности, а окрестности рабочего участка – от остальной территории; 7) сформировать менеджмент-зоны по содержанию кислоторастворимой меди в почве.

**Материал и методика исследований.** Исследования выполнялись в 2017-2019 гг. на территории Горецкого района Могилевской области в пределах землепользования РУП «Учебно-опытное хозяйство БГСХА» на площади 8206,41 га. Шейп-файл с размещением земельных участков и атрибутивными значениями содержания кислоторастворимой меди в пределах территории выполнения исследования был создан в среде ГИС ArcGIS версии 10.5 по результатам оцифровки плано-картографических материалов, полученных при проведении агрохимического обследования территории хозяйства УКПП «Могилевская областная проектно-изыскательская станция агрохимизации» в 2018 г. Почвенный покров представлен преимущественно дерново-подзолистыми супесчаными на водно-ледниковых супесях и дерново-подзолистыми суглинистыми на лессовидных суглинках почвами [5].

Анализ пространственного распределения выполнялся с помощью функциональных возможностей наборов инструментов «Анализ структурных закономерностей» и «Расчет кластеризации» модуля «Пространственная статистика» ГИС ArcGIS версии 10.5. Сведения об основных статистических характеристиках выборки исходных данных представлены в таблице 1.

Таблица 1 – Статистические характеристики выборки данных о содержании в почве кислоторастворимой меди, используемой для выполнения геостатистического анализа

Название показателя и объем выборки	Значение показателя			Sd	Cv, %	Med	Экссесс	Асимметрия
	min	max	mid					
Cu, мг/кг, n = 1611	0,76	4,15	2,14	0,62	28,9	2,09	3,26	0,49

*Примечание – Sd – среднеквадратическое отклонение; Cv – коэффициент вариации; mid – среднее значение; Med – медиана*

Глобальный индекс Морана (I) рассчитывали по формуле (1) [6]:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}] [\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2]}, \quad (1)$$

где  $n$  – количество единиц в выборке;  $w_{ij}$  – вес пространственной связи между  $i$ -й и  $j$ -й единицей выборки;  $y_i$  – атрибутивное значение для  $i$ -й единицы выборки;  $\bar{y}$  – выборочное среднее значение атрибута.

Величину индекса Getis-OrdGi\* рассчитывали по формуле (2) [6]:

$$\text{Getis-OrdGi}^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{i,j} x_j - \bar{x} \sum_{j=1}^n w_{i,j}}{s \sqrt{\frac{[n \sum_{j=1}^n w_{i,j}^2 - (\sum_{j=1}^n w_{i,j})^2]}{n-1}}}, \quad (2)$$

где  $x_j$  – атрибутивное значение объекта наблюдений;  $j$ ,  $w_{i,j}$  – пространственный вес между объектами  $i$  и  $j$ ;  $n$  – общее число объектов.

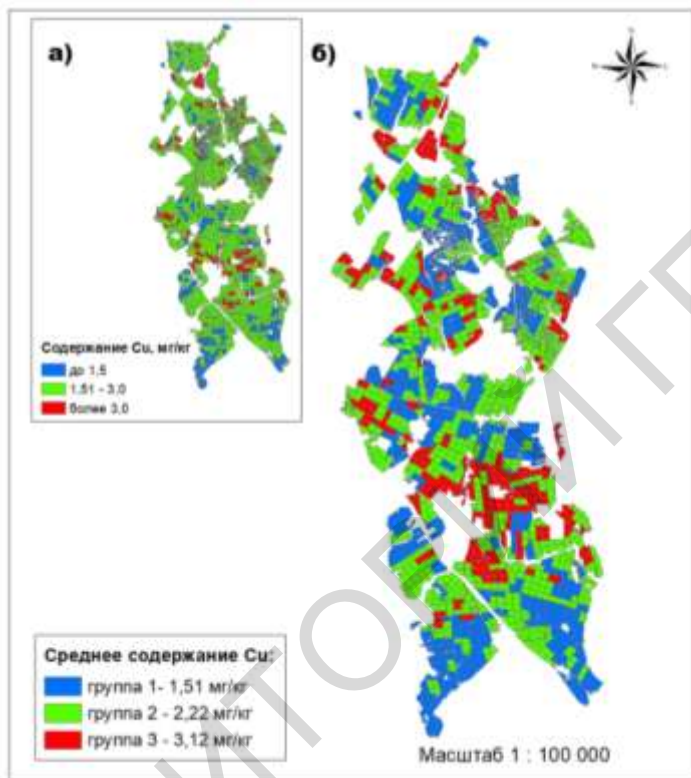
**Результаты исследований и их обсуждение.** Анализ группирования – действенный инструмент изучения геопространственных данных, выполняющий процедуру классификации, целью которой является поиск естественных кластеров в данных. С его помощью данные о почвенных параметрах распределяются на заданное число групп, в которых все показатели наиболее схожи между собой, в то время как сами группы максимально отличаются друг от друга. С помощью анализа группирования возможно установить наличие в пределах землепользования однородных зон с определенным набором параметров. В нашем случае под «набором параметров» подразумеваются интервалы значений содержания в почве меди согласно градации, приведенной в методических указаниях по проведению крупномасштабного агрохимического и радиологического обследования почв сельскохозяйственных земель Республики Беларусь [7]. Поскольку минимальное содержание меди в почве составило 0,76, а максимальное – 4,15 мг/кг (таблица 1), при анализе группирования были выделены три группы кластеров, локализация которых показана на рисунке 1, а основные характеристики – в таблице 2. Максимальную площадь выделенных кластеров имеет группа 2 – 3928,25 га, в то время как группа 1 имеет площадь кластеров 2792,79, а группа 3 – 1485,37 га.

Таблица 2 – Статистические характеристики идентифицированных групп кластеров по содержанию в почве кислоторастворимой меди

Группа кластеров	Среднее значение	Sd	Минимальное значение	Максимальное значение	R <sup>2</sup>
1	1,51	0,26	0,76	1,86	0,32
2	2,22	0,23	1,87	2,67	0,24
3	3,12	0,36	2,68	4,15	0,43

В целом можно констатировать следующее: 1) анализ группирования позволяет установить наличие в пределах землепользования однородных зон с определенным содержанием кислоторастворимой меди; 2) выделенные группы кластеров дают определенное представление о характере пространственного распределения меди в пределах исследуемой территории, однако являются непригодными для установления границ менеджмент-зон.

Выполнение кластерного анализа, в отличие от анализа группирования, позволяет не только установить наличие кластеров и оценить достоверность кластеризации, а и проанализировать кластеры, идентифицировать выбросы высоких и низких значений и установить границы менеджмент-зон с различным содержанием в почве меди. Для определения величины фиксированного расстояния или минимального расстояния окрестности поиска соседства между значениями содержания кислоторастворимой меди в почве использовали инструмент «Пошаговая пространственная автокорреляция», в диалоговом окне которого задавали величину начального (расстояние, на котором необходимо начать анализ пространственной автокорреляции) и приращенного (расстояние, на которое необходимо увеличивать начальное расстояние при каждой последующей итерации) расстояний. Величина расстояния, на котором необходимо начать анализ пространственной автокорреляции, составила 550 м, тогда как величина приращения (лага), установленная эмпирическим путем, – 250 м. При выполнении пошаговой пространственной автокорреляции выделялись десять интервалов расстояний, равномерно распределенных по всему экстенду. Для каждого интервала рассчитывался глобальный индекс Морана и интервал, для которого данный индекс будет наибольшим, рекомендовался как оптимальное расстояние для окрестности поиска. В результате получали граф, на котором отмечены минимальное и максимальное расстояния окрестности поиска ближайшего соседства (рисунок 2).



*а – содержание меди согласно общепринятой классификации; б – идентифицированные группы кластеров*

Рисунок 1 – Пространственная локализация идентифицированных групп кластеров содержания кислоторастворимой меди в пределах землепользования РУП «Учебно-опытное хозяйство БГСХА»

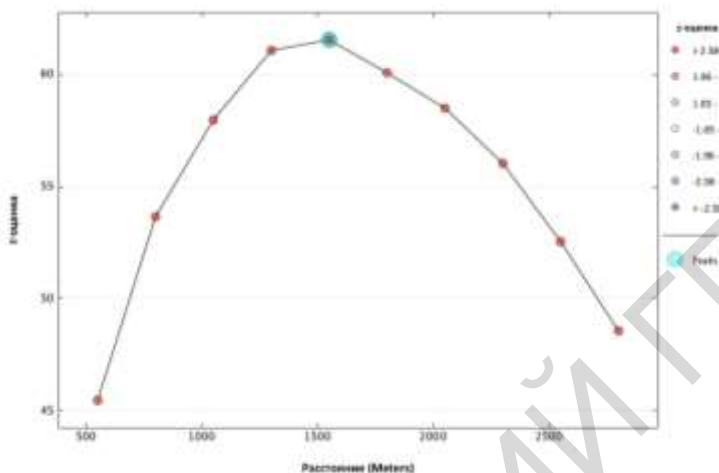


Рисунок 2 – Графическая интерпретация величины минимального расстояния окрестности поиска соседства между значениями содержания кислоторастворимой меди в почве

Для того чтобы определить, имеет ли место явление кластеризации по отношению к атрибутивным данным, рассчитывалась величина глобального индекса Морана. Данный индекс является мерой пространственной автокорреляции и характеризует наличие или отсутствие пространственной автокорреляции геоданных. В таблице 3 приведены результаты определения величины глобального индекса Морана, рассчитанной для выборки по значениям атрибута, а также величины z-оценки, позволяющие судить о характере распределения данных.

Таблица 3 – Результаты определения величины глобального индекса Морана и общего индекса Getis-OrdG

Название показателя и объем выборки	Фактическое значение	Ожидаемое значение	p-значение	z-оценка
Глобальный индекс Морана				
Cu, мг/кг, n = 1611	0,218027	-0,000621	0,000013	59,681461
Общий индекс Getis-OrdG				
Cu, мг/кг, n = 1611	0,054925	0,053854	0,000001	4,855469

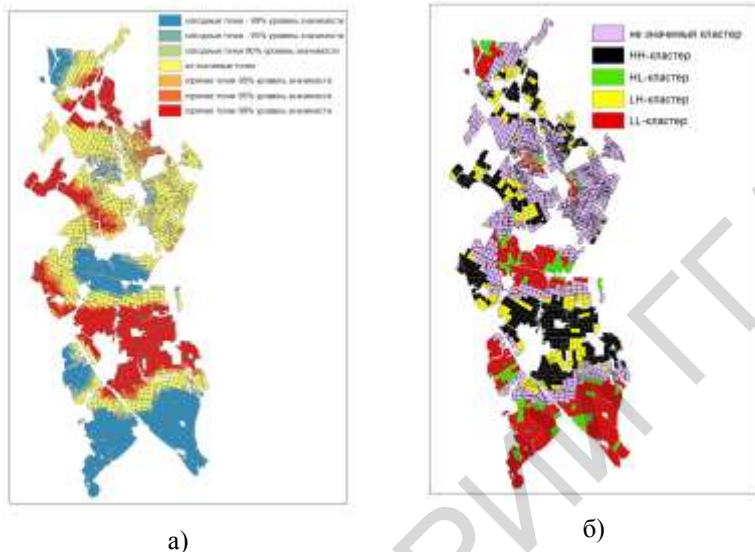
Фактическая величина глобального индекса Морана составляет 0,218027, следовательно, данные содержания кислоторастворимой меди в почве в пределах исследуемой территории распределены не случайно и кластеризованы. Поскольку величина z-оценки превышает 2,58, то с вероятностью 99 % можно утверждать, что кластеризованный тип распределения данных является не случайным.



Степень кластеризации значений (поиска неожиданных всплесков высоких либо низких значений в пространстве) определяли посредством вычисления общего индекса Getis-OrdG, с помощью которого оценивали общую структуру и тренд геоданных. Поскольку фактическая величина общего индекса Getis-OrdG больше ожидаемой, имеет место кластеризация данных с высокими значениями атрибута (таблица 3).

В результате выполнения анализа горячих точек, целью которого является определение наличия у окрестности объекта статистически значимых отличий изучаемого атрибута от всей области значений, были определены статистически значимые пространственные кластеры высоких значений (горячих точек) и низких значений (холодных точек) для содержания кислоторастворимой меди в почве и выполнена визуализация полученных данных. Анализ кластеров и выбросов позволяет идентифицировать концентрации высоких и низких значений и помогает установить, где проходят наиболее четкие границы между контурами с высоким и низким значением содержания меди в почве, а также есть ли в пределах исследуемой территории аномально высокие или аномально низкие значения показателей, которые можно отнести к пространственным выбросам (рисунок 3).

Идентифицированные пространственные выбросы могут быть обусловлены как несовершенством методики отбора проб почвы при выполнении ее агрохимического обследования, так и несовершенством применяемых методов картографирования результатов агрохимических исследований, основанных на определении средневзвешенного показателя. Бесспорно, что при обнаружении участков с пространственными выбросами необходимо провести дополнительное их обследование. Также необходимо исключать данные участки из выборки, используемой для моделирования пространственного распределения меди в почве посредством метода интерполяции. Однако наличие выбросов может быть обусловлено и объективными причинами, например, применением различных доз минеральных удобрений либо химических мелиорантов в пределах отдельных рабочих участков. Поскольку после выполнения перепроверки идентифицированных кластеров.



*HH – кластер высоких значений; HL – кластер выбросов высоких значений; LH – кластер выбросов низких значений; LL – кластер низких значений*

Рисунок 3 – Результаты анализа «горячих точек» (а) и анализа кластеров и выбросов (б)

Для получения оптимальных результатов при определении пространственных выбросов был выполнен оптимизированный анализ, при котором вычисления локального индекса Морана производилось автоматически с использованием параметров, извлеченных из характеристик входных данных. В результате оптимизации кластерного анализа было идентифицировано 96 выбросов с высокими значениями общей площадью 494,17 га и 148 выбросов с низкими значениями общей площадью 757,43 га. Поскольку при выполнении перепроверки идентифицированных кластеров было подтверждено только 22 % из них, следовательно, можно пренебречь их наличием при установлении окончательных границ менеджмент-зон по содержанию кислоторастворимой меди. Исходя из этого, площади идентифицированных зон составили: зона 1: среднее содержание кислоторастворимой меди – 1,75, площадь – 2395,13 га; зона 2: среднее содержание кислоторастворимой меди – 2,14, площадь – 3270,97 га; зона 3: среднее содержание кислоторастворимой меди – 2,52, площадь – 2540,31 га.

Следует отметить, что выделенные менеджмент-зоны посредством использования функциональных возможностей ГИС могут быть разбиты на рабочие участки, сформированные под ширину захвата используемой высокоточной сельскохозяйственной техники, применяемой для дифференцированного внесения минеральных удобрений, а полученные картографические изображения – использоваться в качестве карт-заданий для ее эффективной работы.

**Заключение.** Использование геостатистического анализа данных о качественном состоянии земель позволяет: 1) выявить и математически оценить пространственное распределение агрохимических и физико-химических показателей почвы; 2) изучить пространственную автокорреляцию данных и определить величину лага, которую следует учитывать при подборе шага в процессе создания мониторинговой сети наблюдений за качественным состоянием земель для целей точного земледелия; 3) оценить кластеризацию данных о свойствах почвы и определить местоположения кластеров в пространстве; 4) выполнить визуализацию кластеров путем построения карт локальных индикаторов пространственной ассоциативности; 5) установить наиболее четкие границы между плодородными и мало плодородными землями, позволяющие определить менеджмент-зоны для целей точного земледелия, в пределах которых будут осуществляться те или иные землеустроительные мероприятия.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Школьник, М. Я. Микроэлементы в жизни растений / М. Я. Школьник. – М.: Наука, 1978. – 250 с.
2. Мислива, Т. М. Мідь у ґрунтах Житомирського Полісся / Т. М. Мислива // Вісник ЖНАЕУ. – 2010. – № 2 (27). – С. 30-45.
3. Агрохимическая характеристика почв сельскохозяйственных земель Республики Беларусь (2013-2016 гг.) / И. М. Богdevич [и др.]; под общ. ред. И. М. Богdevича. – Минск: Ин-т почвоведения и агрохимии, 2017. – 275 с.
4. Якушев, В. В. Точное земледелие: теория и практика / В. В. Якушев. – СПб.: ФГБНУ АФИ, 2016. – 364 с.
5. Мыслыва, Т. Н. Геостатистический анализ пространственного распределения агрохимических свойств почв земель сельскохозяйственного назначения / Т. Н. Мыслыва, Ю. А. Белявский // Приемы повышения плодородия почв и эффективности удобрения: материалы Международной научно-практической конференции, посвященной памяти ученых: А. И. Горбылевой, Ю. П. Сиротина и В. И. Тюлпанова. – Горки: БГСХА, 2019. – С. 101-103.
6. Mitchell, A. The ESRI Guide to GIS Analysis /A. Mitchell. – Esri Press, 2005. – Volume 2. – 252 p.
7. Крупномасштабное агрохимическое и радиологическое обследование почв сельскохозяйственных земель Республики Беларусь: методические указания / И. М. Богdevич [и др.]. – Минск, 2006. – 63 с.

**БИОЛОГИЧЕСКАЯ ЦЕННОСТЬ БЕЛКОВОГО КОМПЛЕКСА  
КОНДИТЕРСКИХ СОРТОВ ПОДСОЛНЕЧНИКА  
СЕЛЕКЦИИ ВНИИМК**

**Ю. Ю. Поморова, Ю. М. Серова, Д. В. Бескорвайный,  
В. В. Пятаковский, Ю. С. Болховитина**

ФГБНУ ФНЦ «Всероссийский научно-исследовательский институт  
масличных культур»

г. Краснодар, Российская Федерация (Российская Федерация, 350038,  
г. Краснодар, ул. Филатова, 17; e-mail: protein@vniimk.ru)

**Ключевые слова:** биологическая ценность, незаменимые аминокислоты, белок подсолнечника, высокоэффективная жидкостная хроматография.

**Аннотация.** Дефицит полноценного пищевого и кормового белка в мире обуславливает актуальность поиска альтернативных ресурсов, в особенности растительного происхождения. Эффективность использования белка определяется его сбалансированностью по содержанию незаменимых аминокислот в сравнении с эталонным белком. Изучение содержания аминокислот имеет научно-практическую значимость для разработки сбалансированных рационов из полноценно-сырьевых источников. В данной работе количественно определены незаменимые аминокислоты (кроме триптофана) методом ВЭЖХ в белке кондитерских сортов подсолнечника Джинн и Лакомка. Выполнена оценка полноценности белка подсолнечника исследуемых сортов по содержанию незаменимых аминокислот в сравнении с эталонным белком ФАО / ВОЗ. Установлено, что первой лимитирующей аминокислотой является лизин (скор менее 45%). Аминокислотный скор более 100% обнаружен у треонина и пары аминокислот фенилаланина и цистеина. Биологическая ценность протеина подсолнечника характеризуется относительно низкой биологической ценностью 53,93 и 59,67%, для сортов Джинн и Лакомка соответственно. Невысокие коэффициенты утилитарности аминокислотного состава (0,52 и 0,49 дол. ед.) свидетельствуют, что монобелковые продукты, содержащие только подсолнечный белок, не могут являться источниками полноценного пищевого и кормового протеина.