

УДК 631.879:631.3

Определение параметров катушечного дозатора с шевронными желобками для высева минеральных удобрений

Дыба Э. В., к.т.н., Республиканское унитарное предприятие «Научно-практический центр Национальной академии наук Беларуси по механизации сельского хозяйства», Минск, Беларусь, e-mail: dibua-18@mail.ru

Микульский В. В., научный сотрудник, Республиканское унитарное предприятие «Научно-практический центр Национальной академии наук Беларуси по механизации сельского хозяйства», Минск, Беларусь, e-mail: belagromech@tut.by

Аннотация

Цель. Обосновать рациональные конструктивные и кинематические параметры катушечного дозатора минеральных удобрений методом математического планирования.

Методы. Для изучения комплексного влияния конструктивных и кинематических параметров катушечного дозатора минеральных удобрений на неравномерность дозирования удобрений применены методы физического моделирования и математической теории планирования. После обработки результатов эксперимента было получено уравнение регрессии второго порядка и построены поверхности отклика.

Результаты. Согласно проведенному анализу рациональными параметрами катушечного дозатора, при которых обеспечивается минимальная неравномерность дозирования удобрений в заданном интервале частоты его вращения, являются следующие значения: для хлористого калия – $\alpha = 57,3$ град, $B = 10,1$ мм; для супер-

фосфата – $\alpha = 57,3$ град, $B = 10,8$ мм; для аммиачной селитры – $\alpha = 57,9$ град, $B = 10,4$ мм.

Выводы. Определены значения факторов, при которых обеспечивается дозирование удобрений катушечным дозатором с наименьшим коэффициентом вариации для рассматриваемых видов удобрений. Для того, чтобы избежать постоянной перенастройки под различные виды удобрений, приняты усредненные значения: ширина технологического паза $B = 10,4$ мм, угол наклона ребер желобков полукатушек $\alpha = 57,5$ град. При таких параметрах коэффициент вариации составит: для хлористого калия – $v = 3,16$ – $5,96\%$, для суперфосфата – $v = 2,99$ – $5,62\%$, для аммиачной селитры – $v = 2,97$ – $5,83\%$, что значительно ниже, чем допускается агротехническими требованиями (10%).

Ключевые слова: катушечный дозатор, удобрения, неравномерность, внесение, частота вращения катушки, угол наклона, технологический паз.

UDC 631.879:631.3

Determination of the bobbin batcher parameters with chevron grooves for seeding of mineral fertilizers

Dyba E. V., Cand. Tech. Sci, Republican unitary enterprise “Scientific and Practical Center of National Academy of Sciences of Belarus for Mechanization of Agriculture”, Minsk, Belarus, e-mail: dibua-18@mail.ru

Mikulsky V. V., Research associate, Republican unitary enterprise “Scientific and Practical Center of National Academy of Sciences of Belarus for Mechanization of Agriculture”, Minsk, Belarus, e-mail: belagromech@tut.by

Annotation

Purpose. To prove rational design and kinematic data of the bobbin batcher of mineral fertilizers by method of mathematical planning.

Methods. The method of physical modeling and the mathematical theory of planning is applied to

studying of complex influence of design and kinematic data of the bobbin batcher of mineral fertilizers on unevenness of dispensing of fertilizers. After processing of results of an experiment the equation of regression of the second order has been received and response surfaces are constructed.

Results. According to the carried-out analysis rational parameters of the bobbin batcher at which the minimum unevenness of dispensing of fertilizers in the set interval of frequency of his rotation is provided are the following values: for chloride potassium – $\alpha = 57.3^\circ$, $B = 10.1$ mm; for superphosphate – $\alpha = 57.3^\circ$, $B = 10.8$ mm; for ammonium nitrate – $\alpha = 57.9^\circ$, $B = 10.4$ mm.

Conclusions. Values of factors at which dispensing of fertilizers with the bobbin batcher with the smallest-coefficient to a variation for the considered types of fertilizers is provided are defined. To avoid constant change-over under

different types of fertilizers, average values are accepted: width of a technological groove $B = 10.4$ mm, a tilt angle of edges of fillets of semi-coils $\alpha = 57.5^\circ$. At such parameters the coefficient of a variation will make: for chloride potassium – $\nu = 3.16$ – 5.96% , for superphosphate – $\nu = 2.99$ – 5.62% , for ammonium nitrate – $\nu = 2.97$ – 5.83% that is much lower, than are allowed by agrotechnical requirements (10%).

Keywords: bobbin batcher, fertilizers, unevenness, introduction, frequency of rotation of the coil, tilt angle, technological groove.

УДК 631.879:631.3

Визначення параметрів котушкового дозатора з шевронними жолобками для висіву мінеральних добрив

Діба Е. В., к.т.н., Республіканське унітарне підприємство «Науково-практичний центр Національної академії наук Білорусі з механізації сільського господарства», Мінськ, Білорусь, e-mail: dibua-18@mail.ru

Микульський В. В., науковий співробітник, Республіканське унітарне підприємство «Науково-практичний центр Національної академії наук Білорусі з механізації сільського господарства», Мінськ, Білорусь, e-mail: belagromech@tut.by

Анотація

Мета. Обґрунтувати раціональні конструктивні та кінематичні параметри котушкового дозатора мінеральних добрив методом математичного планування.

Методи. Для вивчення комплексного впливу конструктивних і кінематичних параметрів котушкового дозатора мінеральних добрив на нерівномірність дозування добрив застосовані методи фізичного моделювання і математичної теорії планування. Після обробки результатів експерименту було отримано рівняння регресії другого порядку і побудовані поверхні відгуку.

Результати. Згідно з проведеним аналізом раціональними параметрами котушкового дозатора, за яких забезпечується мінімальна нерівномірність дозування добрив у заданому інтервалі частоти його обертання, є наступні значення: для хлористого калію – $\alpha = 57,3$ град, $B = 10,1$ мм; для суперфосфату – $\alpha = 57,3$ град, $B = 10,8$ мм; для аміачної селітри – $\alpha = 57,9$ град, $B = 10,4$ мм.

Висновки. Визначено значення факторів, за яких забезпечується дозування добрив котушковим дозатором із найменшим коефіцієнтом варіації для розглянутих видів добрив. Для того, щоб уникнути постійного перенастроювання під різні види добрив, прийняті усереднені значення: ширина технологічного паза $B = 10,4$ мм, кут нахилу ребер жолобків напівкотушок $\alpha = 57,5$ град. За таких параметрів коефіцієнт варіації

складе: для хлористого калію – $\nu = 3,16$ – $5,96\%$, для суперфосфату – $\nu = 2,99$ – $5,62\%$, для аміачної селітри – $\nu = 2,97$ – $5,83\%$, що значно нижче, ніж допускається агротехнічними вимогами (10%).

Ключові слова: котушковий дозатор, добрива, нерівномірність, внесення, частота обертання котушки, кут нахилу, технологічний паз.

Постановка проблеми. Основной задачей сельскохозяйственного производства является увеличение объемов производства продуктов питания при снижении затрат ресурсов на единицу продукции. Ее решение тесно связано с обеспечением почв питательными элементами. Одним из путей повышения урожайности сельскохозяйственных культур является применение минеральных удобрений. Научкой и практикой доказано, что до 50% прибавки урожая сельскохозяйственных культур можно достичь за счет применения минеральных удобрений [1, с. 13].

В Республике Беларусь в последние годы вносится 1,5–1,6 млн. тонн действующего вещества минеральных удобрений [2]. Окупаемость одного килограмма NPK зерном в условиях республики должна составлять 8–10 кг или 12–14 кг кормовых единиц. Однако потенциальные возможности минеральных удобрений реализуются в целом по стране не в

полной мере [1, с. 16]. Одной из важнейших тому причин является высокая неравномерность распределения удобрений по полю при внесении существующими машинами.

Агрохимической наукой установлено и практикой доказано, что прибавка урожая в результате применения удобрений находится в прямой зависимости от неравномерности их внесения, то есть повышение неравномерности (коэффициента вариации) на 1% снижает прибавку урожая от удобрений также на 1% и наоборот [3].

Подсчитано, что при нынешних урожайностях и применяемых дозах минеральных удобрений Республика Беларусь ежегодно недополучает по причине их неравномерного внесения более 600 тыс. тонн зерна и большое количество другой сельскохозяйственной продукции [4]. Значительная часть из этого недобора является следствием использования дисковых центробежных разбрасывателей, фактическая неравномерность внесения которыми достигает 30–40% и более, вместо агротехнически допустимых: до 10% для азотных и до 20% для калийных и фосфорных удобрений [1, с. 16, 5, с. 18].

Поэтому изыскание способа и технического решения, позволяющих максимально снизить неравномерность внесения удобрений, безусловно, является важной народнохозяйственной задачей. Над решением этой задачи трудятся практически во всех аграрно развитых государствах мира соответствующие специалисты [6, 7, 8, 9].

Анализ последних исследований и публикаций. Исследованиями установлено, что рассмотренные типы непрерывных

объемных дозаторов для внесения твердых минеральных удобрений, за исключением катушечных, имеют предельно кратковременную фазу формирования материала [10]. Из катушечных дозаторов только желобчатые способны формировать геометрические размеры потока материала. Однако их рабочие органы не оказывают на материал воздействия, формирующего внутреннее состояние потока – приведение к постоянной плотности.

Цель исследований. Обосновать рациональные конструктивные и кинематические параметры катушечного дозатора минеральных удобрений методом математического планирования.

Методы исследований. Для изучения комплексного влияния конструктивных и кинематических параметров катушечного дозатора минеральных удобрений на неравномерность дозирования удобрений применены методы физического моделирования и математической теории планирования. После обработки результатов эксперимента было получено уравнение регрессии второго порядка и построены поверхности отклика.

Результаты исследований. Анализируя известные способы приведения материала к такому состоянию, был разработан новый катушечный дозатор (рис. 1) [11], который способен в процессе работы приводить массив удобрений, находящихся в накопительной ёмкости (бункере), при подаче их в дозирующую камеру к одинаковой плотности, обеспечив свободное падение частиц при дозаполнении желобков в период фазы формирования потока на выдачу.

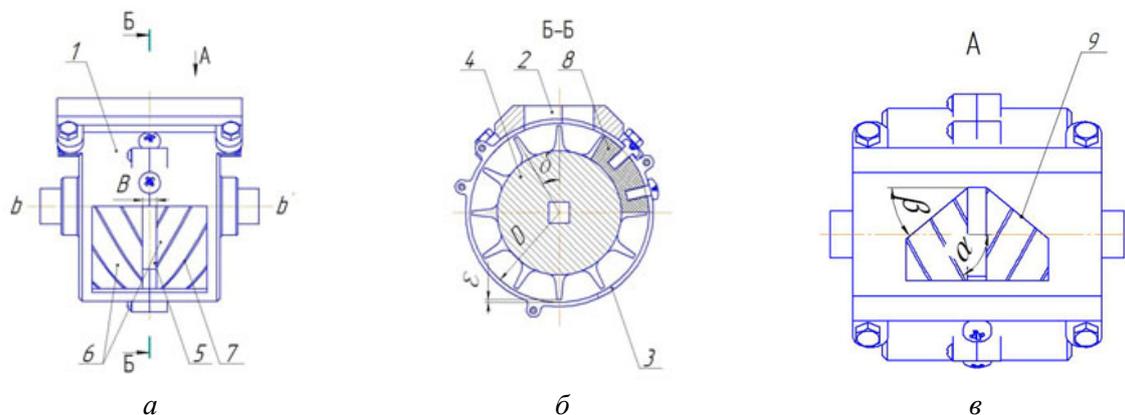


Рис. 1. Схема катушечного дозатора:

- 1 – корпус; 2 – загрузочное окно; 3 – разгрузочное окно; 4 – желобковая катушка; 5 – технологический паз; 6 – полукатушка; 7 – ребро желобка; 8 – перегородка; 9 – передняя грань загрузочного окна

Fig. 1. Scheme of the bobbin batcher:

- 1 – case; 2 – loading window; 3 – unloading window; 4 – groove coil; 5 – technological groove; 6 – semi-coil; 7 – fillet edge; 8 – partition; 9 – forward side of a loading window

Катушечный дозатор содержит корпус 1 с загрузочным окном 2, передняя часть которого выполнена в виде равнобедренной трапеции, разгрузочным окном 3 и желобковую катушку, состоящую из двух полукатушек 4, разделенных между собой технологическим пазом 5, предназначенным для приема крупных частиц дозируемого материала, смещаемых к центру (в паз) ребрами полукатушек вдоль передней грани загрузочного окна (рис. 2). Желобки 6 полукатушек 4 выполнены под углом α к осевой линии (рис. 1, в), направлены навстречу друг к другу и смещены относительно друг друга на половину центрального угла δ желобка полукатушки (рис. 1, б).

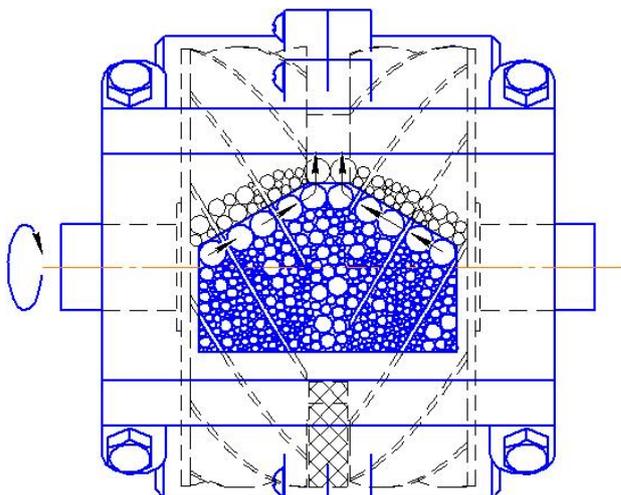


Рис. 2. Схема смещения крупных частиц удобрений в плоскости загрузочного отверстия в технологический паз (вид сверху)

Fig. 2. Scheme of shift of large particles of fertilizers in the plane of a loading opening in a technological groove (top view)

Работает дозатор следующим образом. При неработающем дозаторе удобрения, находящиеся в накопительной ёмкости, заполняют ячейки полукатушек и технологический паз только сверху, в зоне загрузочного окна (рис. 2). В начале вращения полукатушек, этот объём удобрений поступает в их желобки и свободно падает до их нижнего положения, в сектор № 3 (рис. 3), дозаполняясь, проходя секторы 1 и 2, и выносится непрерывным равномерным потоком на выдачу.

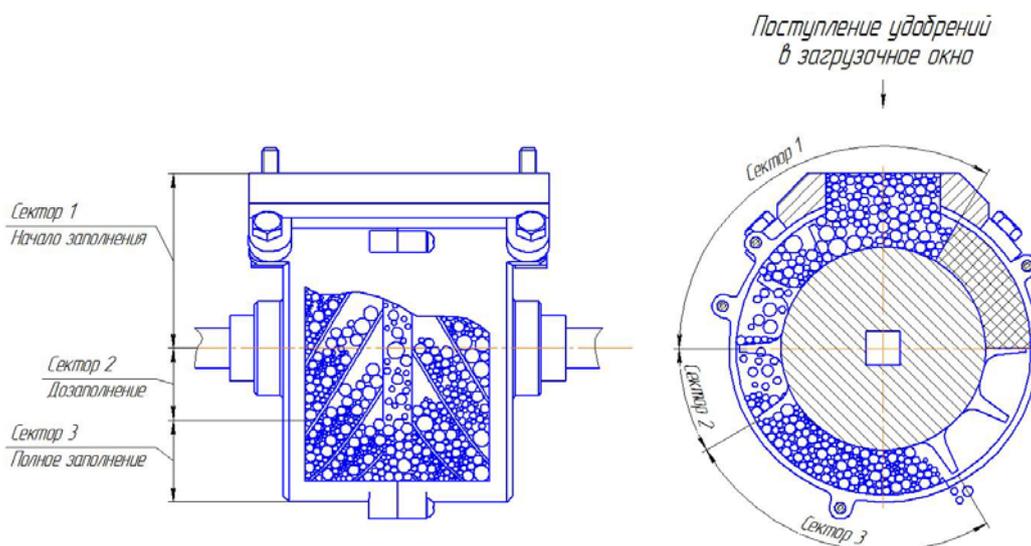


Рис. 3. Схема заполнения ячеек полукатушек и паза катушечного дозатора удобрениями
Fig. 3. Scheme of filling of cells of semi-coils and groove of the bobbin batcher with fertilizers

Таким образом, отдозированный поток в принципе состоит из трёх потоков: двух, принудительно сформированных ячейками полукатушек, потоков определенной формы и размеров, выдача из которых будет осуществляться по волнообразной кривой с относительно одинаковой амплитудой колебания (рис. 4), и одного потока из технологического паза, выдача

из которого будет подчиняться линейному закону. Это, как предполагается, приведет к минимальным колебаниям общей амплитуды. В результате всего вышеизложенного выдача удобрений из дозатора будет осуществляться с высокой равномерностью.

Основным показателем работы катушечных дозаторов минеральных удобрений является неравномерность дозирования удобрений. Экспериментальные исследования [10] показали, что неравномерность дозирования зависит от частоты n вращения катушки, угла наклона α ребер желобков полукатушек и ширины B технологического паза.

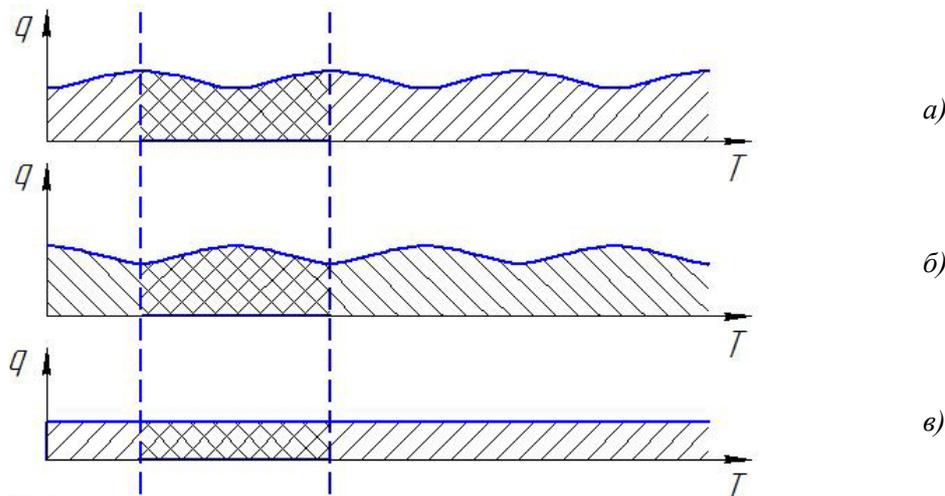


Рис. 4. Схема выдачи отдозированных потоков:
 а) – правой полукатушкой; б) – левой полукатушкой; в) – технологическим пазом
Fig. 4. Scheme for issuing overdose flows:
 а) – right semi-coil, б) – left semi-coil, в) – technological groove

Основной задачей математического планирования эксперимента является получение статистической модели объекта в виде полинома (уравнения регрессии) чаще всего первой или второй степени [12, 13, 14]. Уравнение регрессии позволит оценить влияние воздействующих факторов X_i на неравномерность дозирования удобрений катушечным дозатором, характеризующееся коэффициентом вариации Y :

$$y = b_0 + \sum_i^k b_i x_i + \sum_{i>j}^k b_{ij} x_i x_j + \sum_{i=j}^k b_{ij} x_i^2, \quad (1)$$

где b_0 – свободный член, равный выходу при $x_i = 0$;

b_i – коэффициенты регрессии соответствующих факторов, указывающие влияние того или иного фактора на изучаемый объект; x_i, x_j – кодовое обозначение факторов;

b_{ij} – коэффициент регрессии соответствующих факторов двойного взаимодействия.

Чтобы устранить корреляцию между коэффициентами регрессии и трудности в оценке расчетных значений функции отклика,

пользуются кодированными значениями факторов [12, 13, 14]:

$$X_i = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_{i_0}}{\varepsilon_i}, \quad (2)$$

где \bar{x}_i – натуральное значение i -го фактора; \bar{x}_{i_0} – натуральное значение фактора на нулевом уровне;

ε_i – значение интервала варьирования фактора.

$$\varepsilon_i = \frac{\bar{x}_i^B - \bar{x}_i^H}{2}, \quad (3)$$

где \bar{x}_i^B, \bar{x}_i^H – верхняя и нижняя границы изменения величины \bar{x}_i .

Уровни варьирования факторов были выбраны из следующих соображений. Пределы изменения частоты вращения катушки установлены исходя из агротехнических требований, предъявляемых к сплошному внесению гранулированных удобрений: нижний предел ограничен минимальной нормой внесения удобрений, а верхний – максимальной. Так при скорости движения агрегата 10 км/ч и

насыпной плотности удобрений от 967 кг/м³ до 1072 кг/м³ (табл. 1) нижний предел частоты вращения катушки при $D = 80$ кг/га равен: $n = 1,45$ мин⁻¹, а верхний при $D = 700$ кг/га – $n = 14,11$ мин⁻¹. Нижние и верхние границы варьирования ширины технологического паза и угла наклона ребер желобков полукатушек были определены экспериментально в ходе проведения лабораторных исследований ($B = 5–$

15 мм, $a = 45–60$ град) [10]. Опыты проводили на аммиачной селитре, гранулированном суперфосфате и хлористом калии (пример расчета в статье приведен для хлористого калия).

Уровни варьирования факторов и кодовые обозначения переменных приведены в таблице 1.

Таблица 1. Уровни варьирования факторов и их кодовое обозначение
Table 1. Levels varying factors and their code designation

Факторы	Обозначение	Размерность	Уровни варьирования факторов			Интервалы варьирования
			верхний	нулевой	нижний	
			Кодированное обозначение			
			+1	0	-1	
Частота вращения катушечного дозатора (n)	x_1	мин ⁻¹	14,11	7,78	1,45	6,33
Угол наклона ребер желобков полукатушек (a)	x_2	град	60	52,5	45	7,5
Ширина технологического паза (B)	x_3	мм	15	10	5	5

При проведении однофакторных экспериментов было установлено, что неравномерность дозирования удобрений катушечным дозатором в зависимости от исследуемых параметров изменяется по параболической кривой. Это послужило основанием предположить, что факторное пространство описывается уравнением регрессии в виде полинома второй степени, который имеет следующий вид:

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_{11}x_1^2 + b_{22}x_2^2 + b_{33}x_3^2 + b_{12}x_1x_2 + b_{13}x_1x_3 + b_{23}x_2x_3 . \quad (4)$$

Для получения уравнения регрессии второго порядка был проведен анализ по выбору метода математического планирования эксперимента, в результате которого было предложено реализовать некомпозиционный план по методу Бокса-Бенкина [14, 15]. Данный план представляет собой определенные выборки строк из полного факторного эксперимента типа 3^k . В указанном плане каждая переменная варьирует всего на трех уровнях: +1, 0, -1, в то время как центральные композиционные ротатбельные планы второго порядка предусматривают использование каждого фактора на пяти уровнях. Смена уровней в процессе экспериментирования усложняет и увеличи-

вает стоимость эксперимента. Использование некомпозиционных планов, предусматривающих всего три уровня варьирования факторов, упрощает и удешевляет проведение эксперимента. Некомпозиционные планы характеризуются наличием в строках матрицы планирования большого числа нулей, в результате чего существенно упрощается вычисление коэффициентов модели. Кроме этого, некомпозиционные планы для трех факторов требуют постановки меньшего числа опытов по сравнению с соответствующими ротатбельными центральными композиционными планами второго порядка [15].

По предварительным исследованиям определены коэффициент вариации и повтор-

ность опытов. Поскольку отклонение значений коэффициентов вариации не превышает 3σ , была принята трехкратная повторность опытов. Для устранения ошибок (брака) использовали критерий Стьюдента.

Данные по неравномерности дозирования удобрений катушечным дозатором, полученные весовым способом измерений, приведены в таблице 2.

Таблица 2. Неравномерность дозирования удобрений катушечным дозатором (для хлористого калия)
Table 2. Non-uniformity of dosing of fertilizers the coil dispenser (for potassium chloride)

Номер опыта	Критерий оптимизации				Дисперсия S_j^2
	y_1	y_2	y_3	\bar{y}_j	
1	3,39	3,43	3,14	3,32	0,025
2	4,50	4,31	4,26	4,36	0,016
3	6,07	6,34	5,70	6,04	0,103
4	7,22	7,68	7,23	7,38	0,069
5	3,20	2,96	3,62	3,26	0,112
6	3,80	4,12	4,03	3,98	0,027
7	6,87	6,50	6,86	6,74	0,044
8	6,60	6,90	6,38	6,63	0,068
9	3,85	4,20	4,28	4,11	0,052
10	4,81	4,39	4,77	4,66	0,054
11	5,86	5,29	5,78	5,64	0,095
12	5,90	5,61	6,13	5,88	0,068
13	4,38	4,04	3,83	4,08	0,077
14	3,81	4,04	4,10	3,98	0,023
15	4,15	4,28	3,88	4,10	0,042
	Σ				0,876

Проверка всех экспериментальных данных на однородность рассчитывалась по критерию Кохрена:

$$G_s = \frac{\max(S_j^2)}{\sum_{j=1}^N S_j^2}, \quad j = 1, \dots, N \quad (5)$$

где $\max(S_j^2)$ – максимальная выборочная дисперсия в N выборках;
 S_j^2 – выборочная дисперсия в j -ом опыте;
 N – число опытов (число выборок);
 j – текущий номер опыта.

Выборочная дисперсия в каждой выборке:

$$S_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{ji} - \bar{y}_j)^2}{n-1}, \quad (6)$$

где y_{ji} – значение параметра оптимизации в j -ом опыте и i -ом дубле;

i – текущий номер дубля, $1, \dots, n$;

n – число дублей каждого из N опытов;
 \bar{y}_j – выборочное среднее в j -ом опыте.

Среднее арифметическое значение параметра оптимизации для каждой строки:

$$\bar{y}_j = \frac{\sum_{i=1}^n y_{ji}}{n}, \quad j = 1, \dots, N. \quad (7)$$

Для описания математической модели неравномерности дозирования удобрений катушечным дозатором строим матрицу второго порядка по выбранному методу Бокса-Бенкина (табл. 3).

Таблица 3. Матрица плана Бокса-Бенкина
Table 3. Box-Benkin Plan Matrix

Номер опыта	X_0	X_1	X_2	X_3	X_1X_2	X_1X_3	X_2X_3	X_1^2	X_2^2	X_3^2	\bar{y}
1	1	1	1	0	1	0	0	1	1	0	3,35
2	1	1	-1	0	-1	0	0	1	1	0	4,36
3	1	-1	1	0	-1	0	0	1	1	0	6,04
4	1	-1	-1	0	1	0	0	1	1	0	7,38
5	1	1	0	1	0	1	0	1	0	1	3,26
6	1	1	0	-1	0	-1	0	1	0	1	3,98
7	1	-1	0	1	0	-1	0	1	0	1	6,74
8	1	-1	0	-1	0	1	0	1	0	1	6,63
9	1	0	1	1	0	0	1	0	1	1	4,11
10	1	0	1	-1	0	0	-1	0	1	1	4,66
11	1	0	-1	1	0	0	-1	0	1	1	5,64
12	1	0	-1	-1	0	0	1	0	1	1	5,88
13	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4,08
14	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4,05
15	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4,10

Значения коэффициентов уравнения второго порядка рассчитывали по формулам:

$$b_0 = \frac{1}{n_0} \sum_{n=1}^{n_0} y_{0n} ; \quad (8)$$

$$b_i = A \sum_{n=1}^N X_{in} y_n ; \quad (9)$$

$$b_{ij} = D \sum_{n=1}^{n_0} X_{in} x_{jn} y_n ; \quad (10)$$

$$b_{ii} = B \sum X_{in}^2 y_n + C \sum_{i=1}^k \sum_{n=1}^N X_{in}^2 y_n - \frac{\sum_{n=1}^{n_0} y_{0n}}{N_0 p}, \quad (11)$$

где y_{0n} – значение параметра оптимизации трех опытов на нулевом уровне факторов (№ опытов 13–15, табл. 3);

X_i – кодированные уровни факторов;

y_n – значение параметра оптимизации в n -й строке матрицы;

A, B, C, D, p – константы, зависящие от числа факторов ($A = \frac{1}{8}, B = \frac{1}{4}, C = \frac{1}{16}$,

$D = 1/4, p = 2$);

N_0 – число опытов на нулевом уровне (в данном случае $N_0 = 3$).

В результате проведенных расчетов были получены следующие коэффициенты уравнения: $b_0 = 4,06, b_1 = -1,48,$

$b_2 = -0,64, b_3 = -0,17, b_{12} = 0,08, b_{13} = -0,21, b_{23} = -0,08, b_{11} = 0,65, b_{22} = 0,57, b_{33} = 0,45.$

Значимость коэффициентов регрессии определяли по следующей формуле:

$$\Delta b_i = \pm t \cdot S_{b_i}, \quad (12)$$

где t – табличные значения критерия Стьюдента при заданном уровне доверия α и степени свободы $f = N(n - 1),$

(при $\alpha = 0,05, t = 2,042$);

S_{b_i} – ошибка определения коэффициентов $b_i,$ устанавливаемая по формуле:

$$S_{b_i} = \sqrt{S_{b_i}^2}, \quad (13)$$

где $S_{b_i}^2$ – дисперсия при определении коэффициентов.

$$S_{b_0}^2 = \frac{1}{N_0} S_{y_0}^2 ; \quad (14)$$

$$S_{b_i}^2 = A S_{y_0}^2 ; \quad (15)$$

$$S_{b_{ij}}^2 = D S_{y_0}^2 ; \quad (16)$$

$$S_{b_{ii}}^2 = \left(B_1 + \frac{1}{p^2 N_0} \right) S_{y_0}^2, \quad (17)$$

где $S_{y_0}^2$ – среднеквадратическая дисперсия трех опытов на нулевом уровне (дисперсия воспроизводимости эксперимента);

B_1 – константа, зависящая от числа факторов ($B_1 = 13/48$).

$$S_{y_0}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{n_0} - \bar{y}_0)^2}{N_0 - 1}, \quad (18)$$

где \bar{y}_0 – среднее значение параметра оптимизации трех опытов на нулевом уровне факторов.

В результате расчетов получили:

$$S_{b_0}^2 = 1,378 \cdot 10^{-3}; S_{b_0} = 0,037;$$

$$\Delta b_0 < |b_0| (0,076) < 4,06,$$

$$\Delta b_3 < |b_3| (0,046) < 0,17,$$

$$\Delta b_{23} < |b_{23}| (0,066) < 0,08,$$

$$\Delta b_{33} < |b_{33}| (0,068) < 0,45.$$

$$\Delta b_1 < |b_1| (0,046) < 1,48,$$

$$\Delta b_{12} < |b_{12}| (0,066) < 0,08,$$

$$\Delta b_{11} < |b_{11}| (0,068) < 0,65,$$

$$\Delta b_2 < |b_2| (0,046) < 0,64,$$

$$\Delta b_{13} < |b_{13}| (0,066) < 0,21,$$

$$\Delta b_{22} < |b_{22}| (0,068) < 0,57,$$

Таким образом, по результатам расчета было получено уравнение регрессии второго порядка, в котором все коэффициенты регрессии значимы:

$$y_{x.k.} = 4,06 - 1,48x_1 - 0,64x_2 - 0,17x_3 + 0,65x_1^2 + 0,57x_2^2 + 0,45x_3^2 + 0,08x_1x_2 - 0,21x_1x_3 - 0,08x_2x_3. \quad (19)$$

Анализ полученного уравнения показывает, что неравномерность дозирования хлористого калия зависит от частоты вращения катушки, угла наклона ребер желобков полукатушек и ширины технологического паза.

Следующим этапом работы является проверка математической модели на адекватность. Адекватность уравнения регрессии оценивают по критерию Фишера F , однако по плану Бокса-Бенкина допустимость применения полиномиальной модели можно делать на основании анализа расчетной среднеквадратичной дисперсии без проверки математической модели на адекватность [15]. Дело в том, что по критерию Фишера возможна такая ситуация, в которой модель неадекватна из-за малой ошибки эксперимента (прецизионный лабораторный эксперимент) или наоборот, когда модель является адекватной, а ошибка эксперимента – очень велика (грубый эксперимент). В том и другом случаях экспериментатор будет не удовлетворён такой моделью. Поэтому к испол-

$$S_{b_i}^2 = 5,167 \cdot 10^{-4}; S_{b_i} = 0,023;$$

$$S_{b_{ij}}^2 = 1,033 \cdot 10^{-3}; S_{b_{ij}} = 0,032;$$

$$S_{b_{ii}}^2 = 1,119 \cdot 10^{-3}; S_{b_{ii}} = 0,033.$$

Тогда

$$\Delta b_0 = 0,076, \Delta b_i = 0,046,$$

$\Delta b_{ij} = 0,066, \Delta b_{ii} = 0,068$. Следовательно, все коэффициенты регрессии значимы, так как

зованию такой модели необходимо подходить очень осторожно. Таким образом, методика планирования эксперимента Бокса-Бенкина допускает следующее условие: если среднеквадратичное отклонение на нулевом уровне $S_{y_0} = \sqrt{S_{y_0}^2}$ больше расчетного $S_{\Delta U}$, то модель можно считать адекватной.

Расчетное среднеквадратичное отклонение определяется по формуле:

$$S_{\Delta U} = \sqrt{\frac{\sum_{n=1}^k (\bar{y}_j - y_j^p)^2}{k-1}}, \quad (20)$$

где $(\bar{y}_j - y_j^k)$ – разность между средним опытным и расчетным значениями параметра оптимизации;

k – число опытов ($k = N - N_0 - 1$).

Расчетное значение параметра Y в j -ом опыте рассчитывается по формуле:

$$y_j^p = b_0 + b_1X_{1n} + b_2X_{2n} + b_3X_{3n} + b_{11}X_{1n}^2 + b_{22}X_{2n}^2 + b_{33}X_{3n}^2 + b_{12}X_{1n}X_{2n} + b_{13}X_{1n}X_{3n} + b_{23}X_{2n}X_{3n}. \quad (21)$$

Результаты расчетов приведены в таблице 4. Согласно результатам можно сделать вывод о том, что полученное уравнение регрессии второго порядка адекватно, так как среднеквадратичное отклонение на нулевом уровне больше расчетного:

$$|S_{y_0}| > |S_{\Delta U}|, \quad 0,064 > 0,058.$$

Таблица 4. Расчет выхода системы по уравнению регрессии для \bar{y}
Table 4. Calculation of the system output by the regression equation for \bar{y}

Номер опыта	\bar{y}	y_j^p	$(\bar{y}_j - y_j^p)^2$	Вывод
1	3,35	3,22	0,009	$S_{y_0} > S_{\Delta U}$, следовательно, уравнение регрессии второго порядка адекватно
2	4,36	4,36	0,000	
3	6,04	6,04	0,000	
4	7,38	7,47	0,009	
5	3,26	3,29	0,001	
6	3,98	4,05	0,005	
7	6,74	6,67	0,005	
8	6,63	6,60	0,001	
9	4,11	4,18	0,005	
10	4,66	4,68	0,001	
11	5,64	5,62	0,001	
12	5,88	5,81	0,005	
13	$\bar{y}_0 = 4,06$	4,06	0	
Σ			0,0410	
$S_{y_0}^2 = 0,004$		$S_{\Delta U}^2 = 0,003$		
$S_{y_0} = \pm 0,064$		$S_{\Delta U} = \pm 0,058$		

Для получения функции отклика в зависимости от натуральных значений факторов декодируем уравнение регрессии (19). Для этого найдем натуральные значения факторов, используя формулы (2) и (3).

Фактор частоты вращения катушечного дозатора:

$$x_1 = \frac{n-7,78}{6,33},$$

фактор угла наклона ребер желобков полукатушек:

$$x_2 = \frac{\alpha-52,5}{7,5},$$

фактор ширины технологического паза:

$$x_3 = \frac{B-10}{5}.$$

Подставив в уравнение (19) натуральные значения факторов x_1 , x_2 , x_3 получим функцию отклика в натуральных показателях для хлористого калия:

$$v_{x.k.} = 40,463 - 0,508n - 1,141\alpha - 0,230B + 0,016n^2 + 0,010\alpha^2 + 0,018B^2 + 0,002n\alpha - 0,007nB - 0,002\alpha B. \quad (22)$$

Аналогичным образом было получено уравнение регрессии для суперфосфата и аммиачной селитры:

$$v_{с.ф.} = 38,865 - 0,468n - 1,124\alpha - 0,092B + 0,011n^2 + 0,010\alpha^2 + 0,010B^2 + 0,002n\alpha - 0,003nB - 0,002\alpha B; \quad (23)$$

$$v_{амм.с.} = 48,784 - 0,506n - 1,388\alpha - 0,386B + 0,009n^2 + 0,012\alpha^2 + 0,013B^2 + 0,003n\alpha - 0,003nB + 0,002\alpha B. \quad (24)$$

На рисунках 5–9 представлены поверхности отклика, характеризующие зависимость неравномерности дозирования хлористого калия катушечным дозатором от значимых

факторов. Поиск оптимальных условий исследуемого процесса при небольшом числе влияющих факторов можно упростить, анализируя поверхность отклика в области оптимума графоаналитическим способом с помощью двумерных сечений. Двумерные сечения позволяют получить представление о влиянии каждой пары факторов на параметр оптимизации. Исходное уравнение регрессии в этом случае сводят к уравнению с двумя факторами, стабилизируя другие на основном уровне.

Хлористый калий

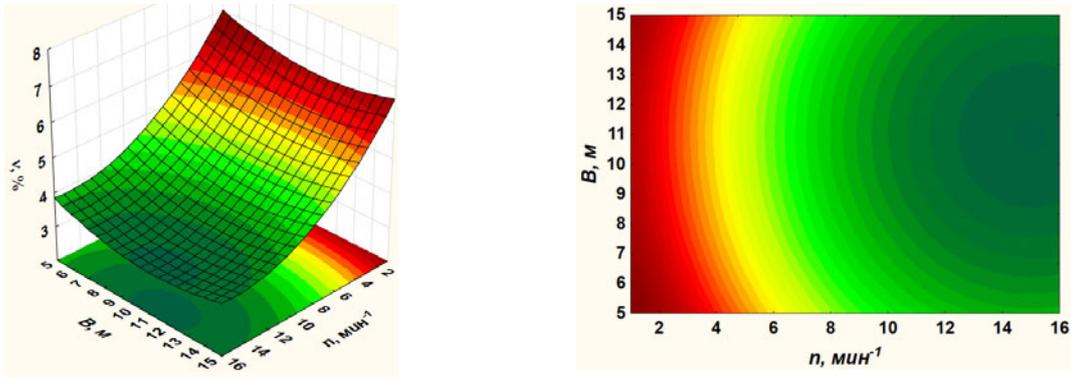


Рис. 5. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $v = f(B; n)$

Fig. 5. Surface of a response and her two-dimensional section $v = f(B; n)$

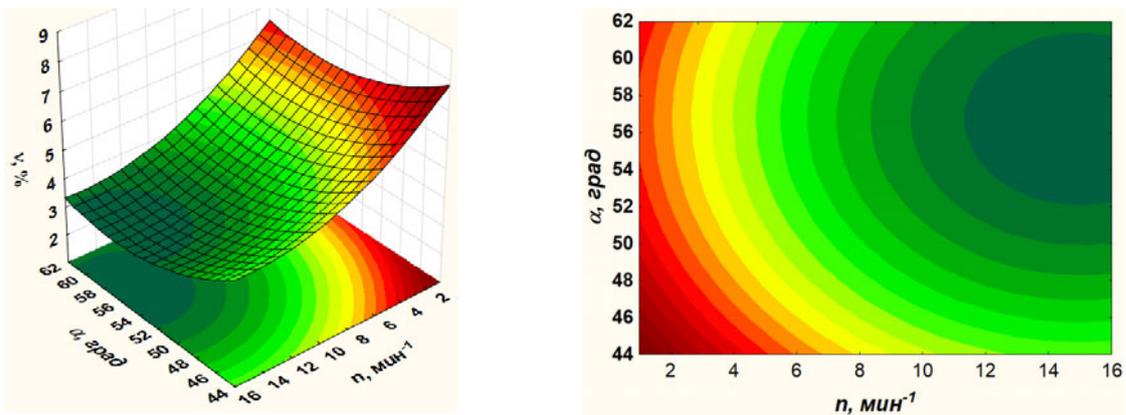


Рис. 6. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $v = f(\alpha; n)$

Fig. 6. Surface of a response and her two-dimensional section $v = f(\alpha; n)$

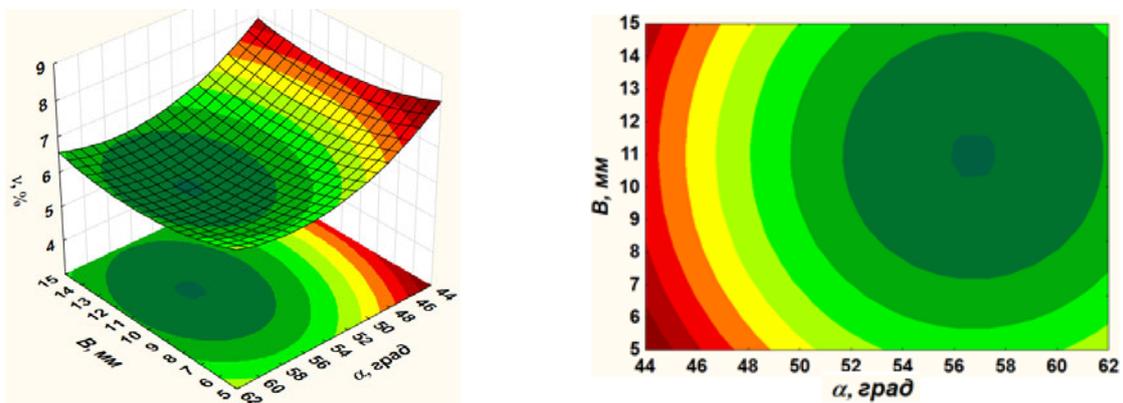


Рис. 7. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $v = f(\alpha; B)$ при $n = 1,45 \text{ мин}^{-1}$ (80 кг/га)

Fig. 7. Surface of a response and her two-dimensional section $v = f(\alpha; B)$ at $n = 1,45 \text{ min}^{-1}$ (80 kg/hectare)

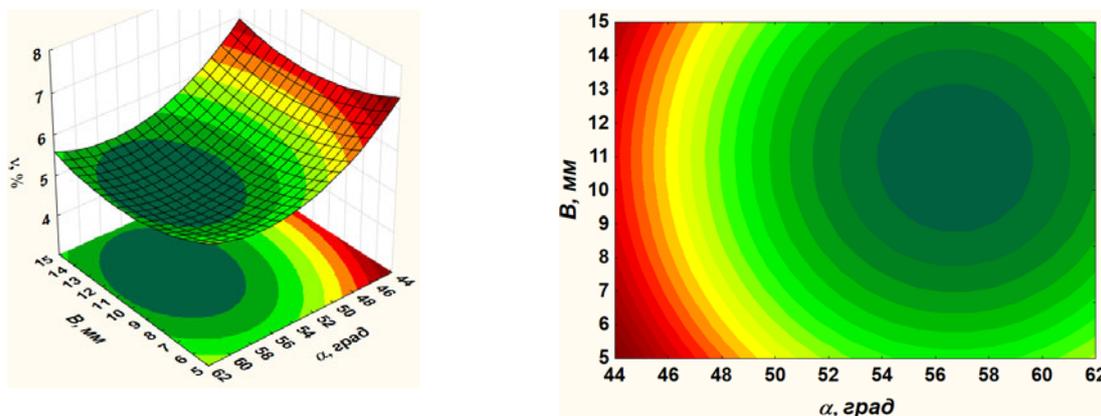


Рис. 8. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $v = f(\alpha; B)$ при $n = 3,9 \text{ мин}^{-1}$ (220 кг/га)
Fig. 8. Surface of a response and her two-dimensional section $v = f(\alpha; B)$ at $n = 3,9 \text{ min}^{-1}$ (220 kg/hectare)

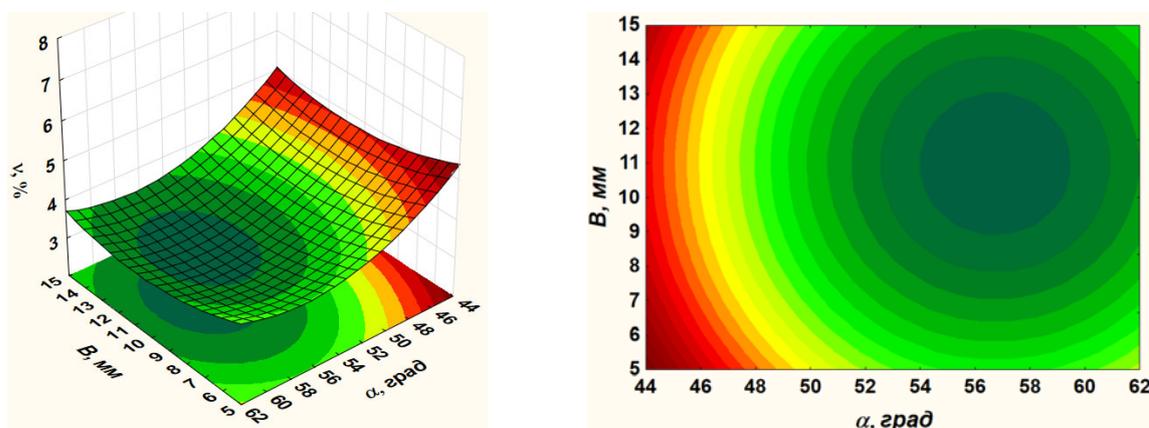


Рис. 9. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $v = f(\alpha; B)$ при $n = 12,4 \text{ мин}^{-1}$ (700 кг/га)
Fig. 9. Surface of a response and her two-dimensional section $v = f(\alpha; B)$ at $n = 12,4 \text{ min}^{-1}$ (700 kg/hectare)

Анализ рисунков 5–9 показывает, что вытянутость эллипса говорит о преобладании одного фактора над другим, о степени влияния его на показатель неравномерности дозирования удобрений. Анализ двумерных сечений показывает, что центры эксперимента находятся в исследуемой зоне, и расчетные данные согласуются с экспериментальными, что позволяет установить оптимальные параметры для различных сочетаний факторов [12, 13, 14].

Для определения значений факторов, при которых функция (19) (для хлористого калия) достигает экстремума (в данном случае – минимума), необходимо взять частные производные по x_i и, приравняв к нулю, решить полученную систему уравнений:

$$\begin{cases} \frac{\partial y}{\partial x_2} = -0,64 + 1,14x_2 + 0,08x_1 - 0,08x_3; \\ \frac{\partial y}{\partial x_3} = -0,17 + 0,9x_3 - 0,21x_1 - 0,08x_2. \end{cases} \quad (25)$$

Затем полученные значения факторов подставляли в уравнение регрессии (19) и определяли коэффициенты вариации на минимальной и максимальной частотах вращения катушки и сравнивали полученные данные.

Согласно проведенному анализу рациональными параметрами катушечного дозатора, при которых обеспечивается минимальная неравномерность дозирования удобрений в заданном интервале частоты его вращения, являются следующие значения: для хлористого калия – $\alpha = 57,3$ град, $B = 10,1$ мм; для суперфосфата – $\alpha = 57,3$ град, $B = 10,8$ мм; для аммиачной селитры – $\alpha = 57,9$ град, $B = 10,4$ мм.

Следовательно, результаты исследований катушечного дозатора удобрений свидетельствуют, что обоснованные параметры и режимы работы дозатора обеспечивают выполнение агротехнических требований к внесению минеральных удобрений по поверхности поля.

Выводы. Определены значения факторов, при которых обеспечивается дозирование удобрений катушечным дозатором с наименьшим коэффициентом вариации для рассматриваемых видов удобрений. Для того, чтобы избежать постоянной перенастройки под различные виды удобрений, приняты усредненные значения: ширина технологического паза $B = 10,4$ мм, угол наклона ребер желобков полукатушек $\alpha = 57,5$ град. При таких параметрах коэффициент вариации составит: для хлористого калия – $\nu = 3,16-5,96\%$, для суперфосфата – $\nu = 2,99-5,62\%$, для аммиачной селитры – $\nu = 2,97-5,83\%$, что значительно ниже, чем допускается агротехническими требованиями (10%).

Библиография

1. Степук Л. Я., Жешко А. А. Построение машин химизации земледелия / Нац. акад. наук Беларуси, РУП «Науч.-практ. центр Нац. акад. наук Беларуси по механизации сельского хозяйства». Минск: НПЦ НАН Беларуси по механизации сельского хозяйства, 2012. 443 с.
2. Сельское хозяйство Республики Беларусь: статистический сборник. Минск: Национальный статистический комитет Республики Беларусь, 2016. 229 с.
3. Установить потери урожая основных сельскохозяйственных культур от неравномерного внесения минеральных удобрений: отчет о НИР (заключ.) РУП «БелНИИПА»; рук. Г. В. Василюк. Минск, 1983. 19 с.
4. Степук Л. Я., Петровец В. Р., Барановский И. В. Недобор и потери урожая как следствие наличия проблем в сфере технического обеспечения сельского хозяйства. *Вестник БГСХА*. Горки, 2017. № 2. С. 132–136.
5. Дудко Н. И., Петровец В. Р. Ресурсосберегающие технологии и машины для внесения минеральных удобрений и посева зерновых культур. Горки: БГСХА, 2011. 296 с.
6. Die Produkte / Официальный сайт компании Amazonen-werke. 2017. URL: <http://www.info.amazonen-werke.de/GetLink.aspx?id=45881.pdf>. (дата доступа: 19.06.2018).
7. Разбрасыватели удобрений John Deere / Официальный сайт компании John Deere. 2017. URL: <https://www.deere.ru/ru/magazines/publication.html?id=5e0aa3ad#1> (дата доступа: 19.06.2018).
8. Sulky XT / Официальный сайт компании Sulky-burel. 2018. URL: <http://www.sulky-burel.ru.com/услуги> (дата доступа: 04.03.2018).
9. Large-Area precision Spreader model series LW and PW / Официальный сайт компании Streumaster. 2017. URL: <http://www.streumaster-agriculture.com/index.php?id=35&L=0.pdf> (дата доступа: 04.06.2018).
10. Степук Л. Я., Микульский В. В. Результаты экспериментальных исследований высевающего аппарата катушечного типа для внесения минеральных удобрений. *Механизация и электрификация сельского хозяйства: межведомственный тематический сборник РУП «НПЦ НАН Беларуси по механизации сельского хозяйства»*. Минск, 2016. Вып. 50.
11. Пат. 11295 Респ. Беларусь, МПК А01С07/12. Высевающий аппарат / Л. Я. Степук, П. П. Бегун, Э. В. Дыба, В. В. Микульский; заявитель Респуб. унитар. предпр. «НПЦ НАН Беларуси по механизации сельского хозяйства». № и 20160199; заявл. 30.06.2016; опубл. 28.02.2017.
12. Мельников С. В., Алешкин В. Р., Рошин П. М. Планирование эксперимента в исследованиях сельскохозяйственных процессов: учебное пособие. Ленинград: Колос, 1972. 199 с.
13. Налимов В. В., Чернова Н. А. Статистические методы планирования экстремальных экспериментов. М.: Наука, 1965. 338 с.
14. Хайлис Г. А., Ковалев М. М. Исследования сельскохозяйственной техники и обработка опытных данных. М.: Колос, 1994. 169 с.
15. Христофорова И. А. Проведение активного эксперимента при разработке состава шихты для производства керамических изделий: метод. указания к лабораторным занятиям по дисциплине «Статистические методы исследования шихт в стекольной промышленности» / Владим. гос. ун-т. Владимир, 2000. 24 с.

Bibliografia

1. Stepuk L. Ya., ZHeshko A. A. Postroenie mashin himizacii zemledeliya / Nac. akad. nauk Belarusi, RUP «Nauch.-prakt. centr Nac. akad. nauk Belarusi po mekhanizacii selskogo hozyajstva». Minsk: NPC NAN Belarusi po mekhanizacii selskogo hozyajstva, 2012. 443 s.
2. Selskoe hozyajstvo Respubliki Belarus: statisticheskij sbornik. Minsk: Nacionalnyj statisticheskij komitet Respubliki Belarus, 2016. 229 s.
3. Ustanovit poteri urozhaya osnovnyh selskohozyajstvennyh kultur ot neravnomernogo vneseniya mineranyh udobrenij: otchet o NIR (zaklyuch.) RUP «BelNIIPA»; ruk. G. V. Vasilyuk. Minsk, 1983. 19 s.
4. Stepuk L. Ya., Petrovec V. R., Baranovskij I. V. Nedobor i poteri urozhaya kak sledstvie nalichiya problem v sfere tekhnicheskogo obespecheniya selskogo hozyajstva. *Vestnik BGSKHA*. Gorki, 2017. № 2. S. 132–136.
5. Dudko N. I., Petrovec V. R. Resursosbergayushchie tekhnologii i mashiny dlya vneseniya mineralnyh udobrenij i poseva zernovyh kultur. Gorki: BGSKHA, 2011. 296 s.
6. Die Produkte / Oficialnyj sajt kompanii Amazonen-werke. 2017. URL: <http://www.info.->

amazo-ne.de/GetLink.aspx?id=45881.pdf. (data dostupa: 19.06.2018).

7. Razbrasyvateli udobrenij John Deere / Oficialnyj sajt kompanii John Deere. 2017. URL: <https://www.deere.ru/magazines/publication.html?id=5e0aa3ad#1> (data dostupa: 19.06.2018).

8. Sulky XT / Oficialnyj sajt kompanii Sulky-burel. 2018. URL: <http://www.sulky-burel.ru.com/uslugi> (data dostupa: 04.03.2018).

9. Large-Area precision Spreader model series LW and PW / Oficialnyj sajt kompanii Streumaster. 2017. URL: <http://www.streumaster-agriculture.com/index.php?id=35&L=0.pdf> (data dostupa: 04.06.2018).

10. Stepuk L. Ya., Mikulskij V. V. Rezultaty ehksperimentalnyh issledovaniy vysevyushchego apparata katushechnogo tipa dlya vneseniya mineralnyh udobrenij. *Mekhanizaciya i ehlektrifikaciya selskogo hozyajstva: mezhvedomstvennyj tematicheskij sbornik RUP «NPC NAN Belarusi po mekhanizacii selskogo hozyajstva»*. Minsk, 2016. Vyp. 50.

11. Pat. 11295 Resp. Belarus, MPK A01S07/12. Vysevyushchij apparat / L. Ya. Stepuk, P. P. Begun, Eh. V. Dyba, V. V. Mikulskij; zayavitel Respub. unitar. predpr. «NPC NAN Belarusi po mekhanizacii selskogo hozyajstva». № u 20160199; zayavl. 30.06.2016; opubl. 28.02.2017.

12. Melnikov S. V., Aleshkin V. R., Roshchin P. M. Planirovanie ehksperimenta v issledovaniyah selskohozyajstvennyh processov: uchebnoe posobie. Leningrad: Kolos, 1972. 199 s.

13. Nalimov V. V., Chernova N. A. Statisticheskie metody planirovaniya ehkstremalnyh ehksperimentov. M.: Nauka, 1965. 338 s.

14. Hajlis G. A., Kovalev M. M. Issledovaniya sel'skohozyajstvennoj tekhniki i obrabotka opytnykh dannyh. M.: Kolos, 1994. 169 s.

15. Hristoforova I. A. Provedenie aktivnogo ehksperimenta pri razrabotke sostava shihty dlya proizvodstva keramicheskikh izdelij: metod. ukazaniya k laboratornym zanyatijam po discipline «Statisticheskie metody issledovaniya shiht v stekolnoj promyshlennosti» / Vladimir. gos. un-t. Vladimir, 2000. 24 s.

References

1. Stepuk L. Ya., Zheshko A. A. Construction of machines for chemicalization of agriculture / Nat. Acad. of Sciences of Belarus, RUE "Scientific. Pract. Center Nat. Acad. sciences of Belarus on agricultural mechanization". Minsk: Scientific and Production Center of the National Academy of Sciences of Belarus on Agricultural Mechanization, 2012. 443 p.

2. Agriculture of the Republic of Belarus: statistical compilation. Minsk: National Statistical Committee of the Republic of Belarus, 2016. 229 p.

3. To establish the yield losses of the main agricultural crops from the uneven application of mineral fertilizers: a report on the research

(conclusion) of the RUE "BelNIIP"; hands G. V. Vasilyuk. Minsk, 1983. 19 p.

4. Stepuk L. Ya., Petrovets V. R., Baranovsky I. V. The shortage and yield losses as a result of the existence of problems in the field of agricultural technical support. *Bulletin of the BSAA*. Gorki, 2017. No. 2. Pp. 132–136.

5. Dudko N. I., Petrovets V. R. Resource-saving technologies and machines for the application of mineral fertilizers and the sowing of grain crops. Gorki: BSAA, 2011. 296 p.

6. Die Produkte / The official site of Amazonen-werke. 2017. URL: <http://www.info-amazo-ne.de/GetLink.aspx?id=45881.pdf>. (access date: 06/19/2018).

7. John Deere fertilizer spreaders / Official website of John Deere. 2017. URL: <https://www.deere.ru/en/magazines/publication.html?id=5e0aa3ad#1> (access date: 06/19/2018).

8. Sulky XT / Official site of Sulky-burel. 2018. URL: <http://www.sulky-burel.ru.com/services> (access date: 03/04/2018).

9. Large-Area precision Spreader model series LW and PW / Official website of Streumaster. 2017. URL: <http://www.streumaster-agriculture.com/index.php?id=35&L=0.pdf> (access date: 06.06.2018).

10. Stepuk L. Ya., Mikulsky V. V. Results of experimental studies of a bobbin-type sowing apparatus for the application of mineral fertilizers. *Mechanization and electrification of agriculture: an interdepartmental thematic collection of the Republican Unitary Enterprise "Scientific and Production Center of the National Academy of Sciences of Belarus on Agriculture Mechanization"*. Minsk, 2016. Issue 50.

11. Pat. 11295 Rep. Belarus, IPC A01C07/- 12. Sowing machine / L. Ya. Stepuk, P. P. Begun, E. V. Dyba, V. V. Mikulsky; Applicant Rep. unitar forerunners "Research and Development Center of the National Academy of Sciences of Belarus on Agricultural Mechanization". No. U 20160199; declare 06/30/2016; publ. February 28, 2017.

12. Melnikov S. V., Aleshkin V. R., Roshchin P. M. Experimental planning in research on agricultural processes: a manual. Leningrad: Kolos, 1972. 199 p.

13. Nalimov V. V., Chernova N. A. Statistical methods for planning extreme experiments. Moscow: Nauka, 1965. 338 p.

14. Khailis G. A., Kovalev M. M. Research of agricultural machinery and processing of experimental data. Moscow: Kolos, 1994. 169 p.

15. Khristoforova I. A. Conducting an active experiment in the development of the composition of the mixture for the production of ceramic products: method. instructions for laboratory classes in the discipline "Statistical methods for studying charges in the glass industry" / Vladimir State University. Vladimir, 2000. 24 p.