УДК 631.333:631.862 Поступила в редакцию 10.08.2020
Received 10.08.2020

К.М. Рассошенко[1], П.П. Бегун[2]
[1]ГУ «Белорусская МИС»
п. Привольный, Минская обл., Республика Беларусь
e-mail: kostyarass@rambler.ru
[2]РУП «НПЦ НАН Беларуси по механизации сельского хозяйства»
г. Минск, Республика Беларусь
e-mail: behun@mail.ru

ОБОСНОВАНИЕ КОНСТРУКТИВНЫХ И КИНЕМАТИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЯЮЩЕГО РАБОЧЕГО ОРГАНА К МАШИНАМ ДЛЯ ТРАНСПОРТИРОВКИ И ВНЕСЕНИЯ ПОЛУЖИДКОГО НАВОЗА МЕТОДОМ БОКСА-БЕНКИНА

В статье приводятся результаты выполненных экспериментальных исследований с целью обоснования рациональных конструктивных и кинематических параметров распределяющего рабочего органа к машинам для транспортировки и внесения полужидкого навоза.

Ключевые слова: распределяющий рабочий орган, математическое планирование эксперимента, метод Бокса-Бенкина, конструктивные параметры, неравномерность.

K. M. Rasoshanka[1], P.P. Behun[2]
[1]1SU "Belarusian MIS"
Privolny settlement, Minsk region, Republic of Belarus
e-mail: kostyarass@rambler.ru
[2]RUE "Scientific and Production Center of the NAS of Belarus for Agricultural Mechanization"
Minsk, Republic of Belarus
e-mail: behun@mail.ru

JUSTIFICATION OF CONSTRUCTIVE AND KINEMATIC PARAMETERS OF THE DISTRIBUTING WORKING BODY TO THE MACHINES FOR TRANSPORTATION AND THE IMPLEMENTATION OF THE PURPOSE MANAVE BY THE METHOD OF BOXING BENKIN

The article presents a promising design of the distributing working body for machines for transporting and applying semi-liquid manure. To substantiate its main constructive and kinematic parameters, the method of mathematical planning of an experiment was applied.

Keywords: distributing working body, mathematical planning of the experiment, the Box-Benkin method, design parameters, non-uniformity.

Введение

Как показывает анализ широкое распространение у нас и за рубежом получили машины для транспортировки и внесения полужидкого навоза с распределяющими устройствами роторного типа. Такая конструкция распределителя позволяет использовать машину на внесении полужидкого навоза с верхним пределом влажности.

Роторным распределяющим устройствам присущи некоторые недостатки, в частности трудности с герметизацией кузова у дозирующей заслонки, а также неточность и сложность регулирования дозы внесения ввиду того, что выпускное окно в сечении имеет форму, приближенную к квадрату или кругу, что также дает большую погрешность при установке дозы.

Анализируя различные конструкции распределяющих устройств внесения полужидкого навоза, был разработан распределяющий рабочий орган роторного типа с горизонтальной осью вращения и дозирующим устройством, выполненным в виде вытянутого по длине прямоугольника, что облегчает и упрощает работу механизатора и в меньшей степени сказывается влияние человеческого фактора. Все это в конечном итоге положительно отражается на эффективности распределения полужидкого навоза, а также на производительности агрегата [1].

Для обоснования рациональных конструктивных и кинематических параметров распределяющего рабочего органа необходимо проведение экспериментальных исследований с целью получения математической модели функционирования данного рабочего органа, которая отражает взаимосвязь между основными факторами, оказывающие существенное влияние на качество распределения полужидкого навоза по поверхности поля.

Основная часть

Основным показателем работы распределяющего рабочего органа к машинам для транспортировки и внесения полужидкого навоза является неравномерность внесения удобрений. Экспериментальными исследованиями установлено, что неравномерность распределения полужидкого навоза по поверхности поля зависит от количества лопаток z , угла вылета удобрений φ (регулируется кожухом) и частоты n вращения роторного распределителя.

Основной задачей математического планирования эксперимента является получение статистической модели объекта в виде полинома (уравнения регрессии) чаще всего первой или второй степени [2, 3, 4]. Уравнение регрессии позволит оценить влияние воздействующих факторов – x_i на неравномерность внесения удобрений, характеризующихся коэффициентом вариации – y :

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

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 [2,3, 4]:

$$X_i = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_{i0}}{\varepsilon_i} , \qquad (2)$$

где $\bar{x}_i$ – натуральное значение i-го фактора;

$\bar{x}_{i0}$ – натуральное значение фактора на нулевом уровне;

ε_i– значение интервала варьирования фактора.

$$\varepsilon_i = \frac{\bar{x}_i^{в} - \bar{x}_i^{н}}{2} , \qquad (3)$$

где $\bar{x}_i^{в}$, $\bar{x}_i^{н}$ – соответственно верхняя и нижняя граница изменения величины $\bar{x}_i$.

Уровни варьирования факторов были выбраны из следующих соображений. Пределы изменения частоты вращения роторного распределителя и угла положения кожуха ротора к горизонту установлены, исходя из агротехнических требований, предъявляемых к сплошному внесению жидких органических удобрений: нижний предел ограничен минимальной шириной внесения удобрений (6 м), а верхний – максимальной (12 м).

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

Т а б л и ц а 1. – **Уровни варьирования факторов и их кодовое обозначение**

Фактор	Обозначение	Размерность	Уровни варьирования факторов			Интервал варьирования
			верхний	нулевой	нижний	
			Кодированное обозначение			
			+1	0	-1	
Количество лопаток, (z)	x_1	*шт.*	5	4	1	1
Угол вылета удобрений(φ)	x_2	*град*	100	90	80	10
Частота вращения роторного распределителя *(n)*	x_3	*мин*$^{-1}$	600	400	200	200

При проведении однофакторных экспериментов было установлено, что неравномерность внесения удобрений по ширине захвата, 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 был предложено реализовать некомпозиционный план по методу Бокса-Бенкина [4,5]. Данный план представляет собой определенные выборки строк из полного факторного эксперимента типа 3^k. В указанном плане каждая переменная варьируется всего на трех уровнях: +1, 0, –1, в то время как центральные композиционные ротатабельные планы второго порядка предусматривают использование каждого фактора на пяти уровнях. Смена уровней в процессе экспериментирования усложняет эксперимент и увеличивает его стоимость. 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 3 факторов требуют постановки меньшего числа опытов в сравнение с соответствующими ротатабельными центральными композиционными планами второго порядка [6].

По предварительным исследованиям определены коэффициент вариации и повторность 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 табл. 2.

Т а б л и ц а 2. – **Неравномерность внесения удобрений по рабочей ширине захвата**

Номер опыта	Критерий оптимизации				Дисперсия S_j^2
	y_1	y_2	y_3	$\bar{y}_j$	
1	25,44	24,69	22,57	24,23	2,214
2	22,46	25,94	24,12	24,17	3,029
3	18,61	22,05	21,70	20,78	3,594
4	23,83	24,47	22,42	23,58	1,104
5	23,36	22,37	19,75	21,83	3,476
6	26,34	25,12	22,79	24,75	3,261
7	24,54	22,16	20,45	22,38	4,224
8	23,67	23,15	22,15	22,99	0,594
9	20,80	20,43	18,92	20,05	0,989
10	23,89	24,03	19,82	22,58	5,708
11	21,48	25,34	26,64	24,49	7,201
12	25,89	25,38	20,17	23,81	10,039
13	22,21	21,03	19,10	20,78	2,457
14	23,21	21,42	19,48	21,37	3,487
15	23,23	21,73	20,63	21,87	1,704
				$\sum$	53,081

Проверка всех экспериментальных данных на однородность рассчитывали по критерию Кохрена:

$$G_э = \frac{max\left(S_j^2\right)}{\sum_{j=1}^{N} S_j^2}, \quad j = 1,...,N \tag{5}$$

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.

Выборочную дисперсию в каждой выборке:

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

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

i – текущий номер дубля, 1,…,n;

n– число дублей каждого из N опытов;

$\bar{y}_j$ – выборочное среднее в j-ом опыте.

Среднее арифметическоезначение параметра оптимизации для каждой строки:

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

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

Т а б л и ц а 3. – **Матрица плана Бокса-Бенкина**

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	24,23
2	1	1	-1	0	-1	0	0	1	1	0	24,17
3	1	-1	1	0	-1	0	0	1	1	0	20,78
4	1	-1	-1	0	1	0	0	1	1	0	23,58
5	1	1	0	1	0	1	0	1	0	1	21,83
6	1	1	0	-1	0	-1	0	1	0	1	24,75
7	1	-1	0	1	0	-1	0	1	0	1	22,38
8	1	-1	0	-1	0	1	0	1	0	1	22,99
9	1	0	1	1	0	0	1	0	1	1	20,05
10	1	0	1	-1	0	0	-1	0	1	1	22,58
11	1	0	-1	1	0	0	-1	0	1	1	24,49
12	1	0	-1	-1	0	0	1	0	1	1	23,81
13	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20,78
14	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	21,37
15	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	21,87

Значения коэффициентов уравнения второго порядка рассчитывали по формулам 8 – 11:

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

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

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

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

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

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

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

X_i – кодированные уровни факторов;

$A, B, C, D,\ p$ – константы, зависящие от числа факторов, ($A = 1/8, B = 1/4,\ C = 1/16, D = 1/4,\ \ p = 2$).

В результате проведенных расчетов были получены следующие коэффициенты уравнения: $b_0 = 21{,}34$, $b_1 = 0{,}66$, $b_2 = -1{,}05$, $b_3 = -0{,}67$, $b_{12} = 0{,}71$, $b_{13} = -0{,}58$, $b_{23} = -0{,}80$, $b_{11} = 1{,}05$, $b_{22} = 0{,}80$, $b_{33} = 0{,}59$.

Тогда предварительно уравнение регрессии примет вид:

$$\begin{aligned} y_{х.к.} &= 21{,}34 + 0{,}66x_1 - 1{,}05x_2 - 0{,}67x_3 + 1{,}05x_1^2 + 0{,}80x_2^2 + 0{,}59x_3^2 + \\ &+ 0{,}71x_1x_2 - 0{,}58x_1x_3 - 0{,}80x_2x_3. \end{aligned} \qquad (12)$$

Значимость коэффициентов регрессии определяли по следующей формуле:

$$\Delta b_i = \pm t \cdot S_{bi}\ ; \qquad (13)$$

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_{bi} – ошибка определения коэффициентов b_i определяемая по формуле:

$$S_{bi} = \sqrt{S_{bi}^2}\ , \qquad (14)$$

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

$$S_{b0}^2 = \frac{1}{N_0} S_{y0}^2; \qquad (15)$$

$$S_{bi}^2 = A S_{y0}^2; \qquad (16)$$

$$S_{bij}^2 = D S_{y0}^2; \qquad (17)$$

$$S_{bii}^2 = \left(B_1 + \frac{1}{p^2 N_0}\right) S_{y0}^2, \qquad (18)$$

где S_{y0}^2– среднеквадратическая дисперсия трех опытов на нулевом уровне (дисперсия воспроизводимости эксперимента);

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

$$S_{y0}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(y_{n0} - \bar{y}_0\right)^2}{N_0 - 1}, \tag{19}$$

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

В результате расчетов получили:

$S_{b0}^2 = 0,098$; $S_{b0} = 0,313$; $S_{bi}^2 = 0,037$; $S_{bi} = 0,192$; $S_{bij}^2 = 0,074$; $S_{bij} = 0,271$; $S_{bii}^2 = 0,079$; $S_{bii} = 0,282$. Тогда $\Delta b_0 = 0,640$, $\Delta b_i = 0,392$, $\Delta b_{ij} = 0,554$, $\Delta b_{ii} = 0,576$.

Следовательно, все коэффициенты регрессии значимы, так как:

$\Delta b_0 = 0,640 < |b_0| = 21,34$, $\Delta b_1 = 0,392 < |b_1| = 0,66$, $\Delta b_2 = 0,392 < |b_2| = 1,05$,

$\Delta b_3 = 0,392 < |b_3| = 0,67$, $\Delta b_{12} = 0,554 < |b_{12}| = 0,71$, $\Delta b_{13} = 0,554 < |b_{13}| = 0,58$,

$\Delta b_{23} = 0,554 < |b_{23}| = 0,80$, $\Delta b_{11} = 0,577 < |b_1| = 1,05$, $\Delta b_{22} = 0,577 < |b_{22}| = 0,80$,

$\Delta b_{33} = 0,577 < |b_{33}| = 0,59$.

Таким образом, по результатам расчета было получено уравнение регрессии второго порядка, в котором все коэффициенты регрессии значимы, соответственно уравнение (12) будет окончательным.

Анализ полученного уравнения показывает, что неравномерность дозы внесения зависит от количества лопаток, угла вылета удобрений и частоты вращения роторного распределителя.

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 [6]. Дело в том, что по критерию Фишера возможнатакая ситуация, в которой модель неадекватна из-за малой ошибки эксперимента (прецезионный лабораторный эксперимент) или наоборот, когдамодель является адекватной, а ошибка эксперимента очень велика (грубыйэксперимент). В том и другом случае экспериментатор будет не удовлетворён такой моделью. Поэтому к использованию такой модели необходимоподходить очень осторожно. Таким образом, методика планирование эксперимента Бокса-Бенкинадопускает следующее условие: если среднеквадратичное отклонение на нулевом уровне $S_{y0} = \sqrt{S_{y0}^2}$ больше расчетной $S_{\Delta U}$, то модель можно считать адекватной.

Расчетное среднеквадратичное отклонение определяется по формуле:

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

где $\left(\bar{y}_j - y_j^k\right)$ – 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:

$$\begin{gathered} y_j^p = b_0 + b_1X_{1n} + b_2X_{2n} + b_3X_{3n} + b_{11}X_{1n}^2 + b_{22}X_{2n}^2 + b_{33}X_{3n}^2 + \\ + b_{12}X_{1n}X_{2n} + b_{13}X_{1n}X_{3n} + b_{23}X_{2n}X_{3n} \end{gathered}. \tag{21}$$

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

$$|S_{y0}| > |S_{\Delta U}|, \quad 0,543 > 0,451.$$

Т а б л и ц а 4. – **Расчет выхода системы по уравнению регрессии для** $\bar{y}$

<table>
<tr><th>Номер опыта</th><th>$\bar{y}$</th><th>y_j^p</th><th>$\left(\bar{y}_j - y_j^p\right)^2$</th><th>Вывод</th></tr>
<tr><td>1</td><td>24,23</td><td>23,51</td><td>0,523</td><td rowspan="16">$S_{y0} > S_{\Delta U}$,
следовательно, уравнение регрессии второго порядка
адекватное.</td></tr>
<tr><td>2</td><td>24,17</td><td>24,19</td><td>0,000</td></tr>
<tr><td>3</td><td>20,78</td><td>20,77</td><td>0,000</td></tr>
<tr><td>4</td><td>23,58</td><td>24,30</td><td>0,523</td></tr>
<tr><td>5</td><td>21,83</td><td>22,39</td><td>0,318</td></tr>
<tr><td>6</td><td>24,75</td><td>24,89</td><td>0,021</td></tr>
<tr><td>7</td><td>22,38</td><td>22,24</td><td>0,021</td></tr>
<tr><td>8</td><td>22,99</td><td>22,43</td><td>0,318</td></tr>
<tr><td>9</td><td>20,05</td><td>20,21</td><td>0,025</td></tr>
<tr><td>10</td><td>22,58</td><td>23,16</td><td>0,334</td></tr>
<tr><td>11</td><td>24,49</td><td>23,91</td><td>0,334</td></tr>
<tr><td>12</td><td>23,81</td><td>23,66</td><td>0,025</td></tr>
<tr><td>13</td><td>$\bar{y}_0 = 21{,}34$</td><td>21,34</td><td>0</td></tr>
<tr><td colspan="3">$\sum$</td><td>2,441</td></tr>
<tr><td rowspan="2"></td><td>$S_{y0}^2 = 0{,}294$</td><td rowspan="2"></td><td>$S_{\Delta U}^2 = 0{,}203$</td></tr>
<tr><td>$S_{y0} = \pm 0{,}543$</td><td>$S_{\Delta U} = \pm 0{,}451$</td></tr>
</table>

Для получения функции отклика в зависимости от натуральных значений факторов декодируем уравнение регрессии (12). Для этого найдем натуральные значения факторов, используя формулы (2) и (3).

Фактор количества лопаток:

$$x_1 = \frac{z-4}{1};$$

фактор угла положения кожуха к горизонту:

$$x_2 = \frac{\varphi - 90}{10};$$

фактор частоты вращения роторного распределителя:

$$x_3 = \frac{n-400}{200}.$$

Подставив в уравнение (12) натуральные значения факторов x_1, x_2, x_3 получим функцию отклика в натуральных показателях

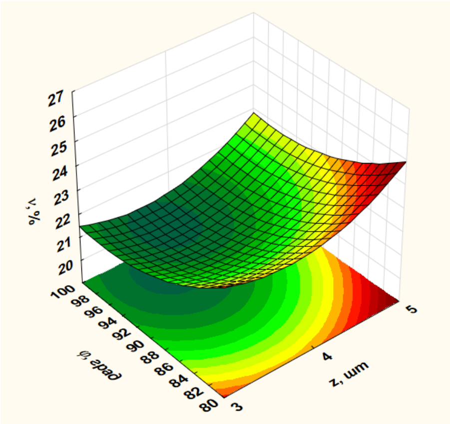
$$v_{х.к.} = 21.34 + 0.66z - 1.05\varphi - 0.67n + 1.05 * z2 + 0.80 * \varphi 2 + \\ + 0.59 * n2 + 0.71z\varphi - 0.58zn - 0.80\varphi n. \quad (22)$$

На рис. 1а и рис. 3а представлены поверхности отклика, характеризующие зависимость неравномерностивнесения по ширине захвата от значимых факторов.

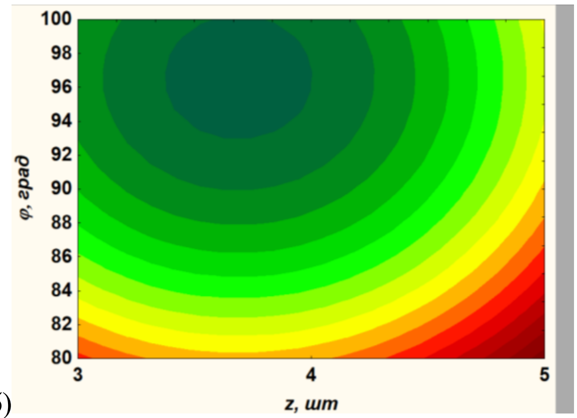
Поиск оптимальных условий исследуемого процесса при небольшом числе влияющих факторов можно упростить, анализируя поверхность отклика в области оптимума графоаналитическим способом с помощью двумерных сечений. Двумерные сечения позволяют получить представление о влиянии каждой пары факторов на параметр оптимизации. Исходное уравнение регрессии в этом случае сводят к уравнению с двумя факторами, стабилизируя другие на основном уровне (рис. 1б – 3б).

Вытянутость эллипса показывает преобладание одного фактора над другим, о степени влияния его на показатель неравномерности внесения удобрений. Анализ двумерных сечений показывает, что центры эксперимента находятся в исследуемой зоне, и расчетные данные согласуются сэкспериментальными, чтопозволяет установить оптимальные параметры для различных сочетаний факторов[7].

Полужидкий навоз



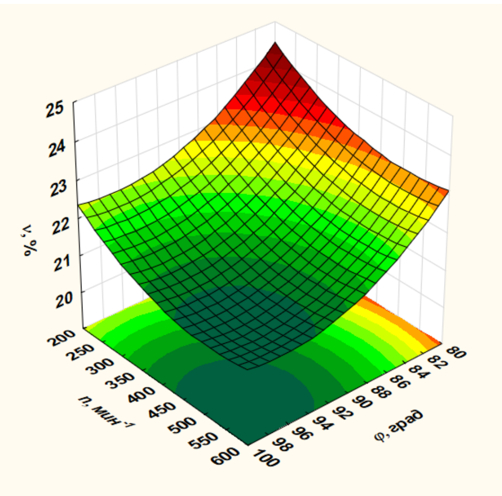
а)

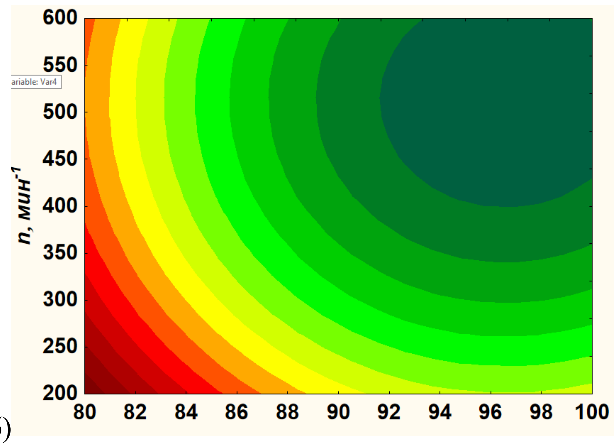


б)

Рис. 1. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $\nu = f(\varphi; z)$

а)





б)

Рис. 2. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $\nu = f(\varphi; n)$

а) б)

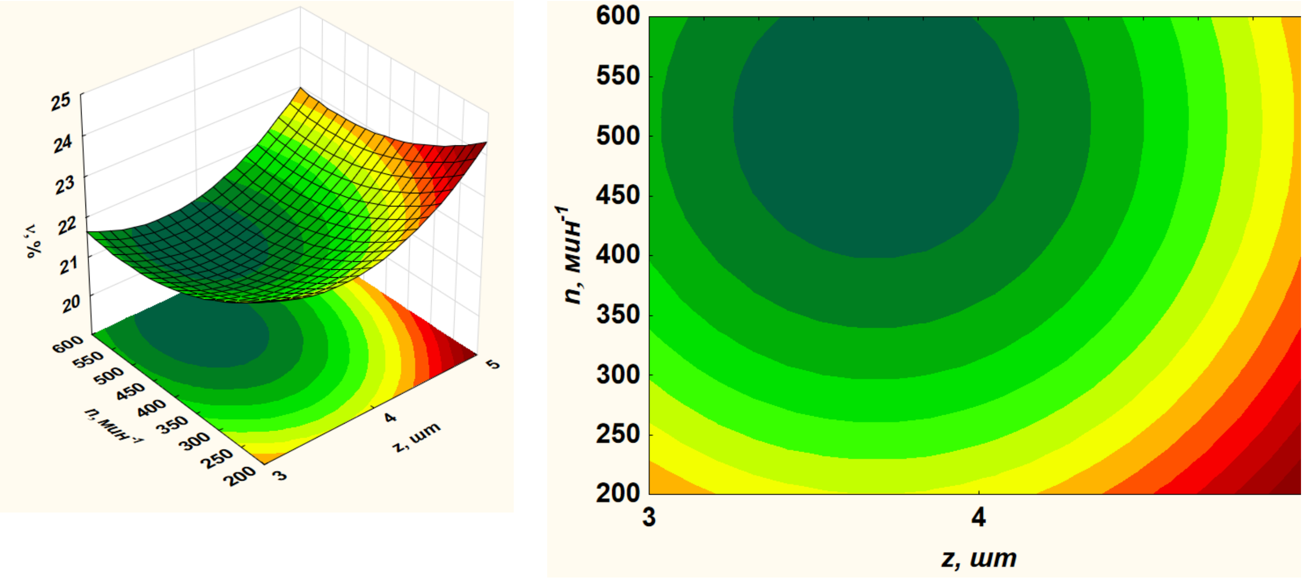


Рис. 3. Поверхность отклика и ее двумерное сечение $\nu = f(n; z)$

Для определения значений факторов, при которых функция (12) достигает экстремума (в данном случае минимума), необходимо взять частные производные по x_i и, приравняв к нулю, решить полученную систему уравнений:

$$\begin{cases} \dfrac{\partial y}{\partial x_1} = 0,66 + 2,1x_1 + 0,71x_2 - 0,58x_3; \\ \dfrac{\partial y}{\partial x_2} = -1,05 + 1,6x_2 + 0,71x_1 - 0,80x_3; \\ \dfrac{\partial y}{\partial x_3} = -0,67 + 1,18x_3 - 0,80x_2 + 0,58x_1. \end{cases} \quad (23)$$

Выводы

Согласно проведенному анализу, рациональными параметрами роторного распределителя, при которых обеспечивается минимальная неравномерность дозы внесения по ширине захвата в заданном интервале частоты его вращения, являются следующие значения: z=*4 шт.*, □φ =100 *град.* Таким образом, мы определили значения факторов, при которых обеспечивается дозирование удобрений роторным распределителем с наименьшим коэффициентом вариации. При таких параметрах коэффициент вариации составит $\nu = 5{,}62 - 2{,}99$ %, что значительно ниже, чем допускается агротехническими требованиями.

Следовательно, результаты исследований роторного распределителя свидетельствуют, что обоснованные параметры и режимы работы обеспечивают выполнение агротехнических требований к внесению полужидких органических удобрений по поверхности поля.

Список использованных источников

7. Бегун, П.П. О совершенствовании дозирующего устройства машины МПН-16 / Бегун П.П. Рассошенко К.М. / Материалы международной научно-практической конференции «Научно-технический прогресс в сельскохозяйственном производстве», (Минск, 18 –20 октября 2017 г), т 1, – С.113–117.
8. Мельников, С.В. Планирование эксперимента в исследованиях сельскохозяйственных процессов / С.В. Мельников, В.Р. Алешкин, П.М. Рощин // Учебное пособие. – Ленинград : Колос, 1972. – 199с.
9. Налимов, В.В. Статистические методы планирования экстремальных экспериментов / В.В. Налимов, Н.А. Чернова // – М. «Наука» 1965. – 338с.
10. Хайлис, Г.А. Исследования сельскохозяйственной техники и обработка опытных данных / Г.А. Хайлис, М.М Ковалев// – М. : Колос, 1994. – 169 с.
11. Каледина, Н. Б. Влияние параметров печатного процесса на липкость краски / Н. Б. Каледина, Д. М. Медяк // Труды БГТУ, Сер. IX, Издат. дело и полиграфия. — 2011. — Вып. XV .— С. 23–27.
12. 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» / И.А. Христофорова. – Владим. гос. ун-т; Владимир, 2000. – 24 с.