

УДК 631.363:636.085.7

В. А. ШАРШУНОВ¹, А. В. ЧЕРВЯКОВ², С. В. КУРЗЕНКОВ²

ОПРЕДЕЛЕНИЕ РАЦИОНАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ ОБОРУДОВАНИЯ ДЛЯ КОНСЕРВИРОВАНИЯ ФУРАЖНОГО ЗЕРНА

¹Могилевский государственный университет продовольствия

²Белорусская государственная сельскохозяйственная академия

(Поступила в редакцию 06.08.2009)

Проблема обеззараживания фуражного зерна от патогенной микрофлоры и микотоксинов в результате его хранения может быть решена в процессе обработки его консервантами [1]. Анализ существующих технических решений оборудования для ввода консервантов в зерновой материал показывает [2], что наиболее эффективным в этом отношении является оборудование, в котором осуществлены принципы слияния двух перекрестно направленных, движущихся потоков сыпучего и жидкого компонентов. Разработкой такого оборудования занимаются в БГСХА (г. Горки) совместно с НПП «Белама плюс» (г. Орша). Особенностью конструкции оборудования является наличие универсального модуля дозирования-смешивания, позволяющего произвести подачу, равномерное распределение и смешивание потока зерна с жидким компонентом. Подробное его описание приведено в работах [3–6].

В данной статье приведены исследования, направленные на оптимизацию технологических параметров процесса консервирования зерна и конструктивных параметров модуля дозирования-смешивания, результаты которых позволят выработать методику расчета при проектировании рабочего органа предлагаемой конструкции.

Объекты и методы исследования. Предлагаемые исследования базировались на результатах экспериментов. Объектами и предметом исследования служили параметры технологического процесса обработки зернового материала консервантом и оборудование для консервирования зерна соответственно. Опыты проводили на ячмене в трехкратном повторении. Обсуждались только те результаты, которые были воспроизводимы в каждом опыте.

Новизна предлагаемой технической разработки заключалась в совмещении в одном устройстве нескольких элементов: распределительного устройства зерна, центробежного тарельчатого распылителя жидкого компонента (стандартного вида) и самих дозирующих элементов сыпучего и жидкого компонентов. Распределительное устройство под действием вибрации позволяло равномерно перераспределить поток зернового материала по периметру камеры смешивания, организовывать необходимую подачу материала, т. е. добиться нужной концентрации материала в камере смешивания. Центробежный тарельчатый распылитель отвечал за создание равномерной зоны капельного потока жидкого компонента. Посредством распылителя капельный поток пронизывал поток зерна перпендикулярно его движению и обеспечивал нанесение консерванта на зерновой материал.

В результате априорного анализа литературных источников и проведенных теоретических исследований [4–7] были установлены существенные факторы проводимого многофакторного эксперимента. К ним относились: угловая скорость вращения вала – ω (с^{-1}), высота поднятия обечайки – $h_{об}$ (м), диаметр обечайки – $D_{об}$ (м), эквивалентный радиус обрабатываемого материала – $r_{ч}$ (м), радиус отверстий перфорированной поверхности – $r_{отв}$ (м), масса дебаланса – $m_{д}$ (кг), масса рабочего органа – $M_{р.о}$ (кг), расстояние расположения дебаланса по вертикали от центра масс – $z_{д}$ (м), расстояние расположения дебаланса от вертикальной оси симметрии системы – $x_{д}$ (м).

Ряд параметров, таких как коэффициент перфорации $k_{пер}$ сепарирующей поверхности, ширина сепарирующей поверхности рабочего органа $H_{реш}$ (м), радиус диска рабочего органа r_d (м), были исключены из факторного пространства из-за нарушения условия совместности и независимости совокупности этого пространства [5].

С целью уменьшения числа факторов, влияющих на результирующие, был проведен анализ [6, 7], который позволил оптимизировать факторное пространство проводимого эксперимента. На этом этапе была обоснована целесообразность использования в экспериментальных исследованиях вместо фактических величин $r_ч, r_{отв}, x_d, z_d, M_{р.о}, m_d, r_{об}, h_{об}$ безразмерных величин $v = r_{отв}/r_ч, \delta_d = z_d/x_d, \delta_M = m_d/M_{р.о}, \delta_{об} = h_{об}/D_{об}$, которые выступали в качестве параметров подобия конструкции предлагаемой установки. В результате был сформирован окончательный набор факторов, а поисковые эксперименты позволили определить их области варьирования (табл. 1).

Таблица 1. Границы варьирования факторного пространства эксперимента

Фактор	Обозначение параметра	Обозначение фактора	Пределы	
			(-)	(+)
Угловая скорость вращения вала, c^{-1}	ω	X_1	195	320
Параметр, характеризующий соотношение высоты поднятия обечайки к ее диаметру	$\delta_{об}$	X_2	0,056	0,22
Параметр, характеризующий соотношение радиуса отверстия к радиуса частицы обрабатываемого материала	v	X_3	5,3	6,70
Параметр, характеризующий отношение массы дебаланса к массе колеблющейся части рабочего органа	δ_M	X_4	0,0014	0,0071
Параметр, характеризующий расположение дебаланса, относительно центра масс колеблющейся части системы	δ_d	X_5	1,41	1,88

Основными результирующими факторами выступали: подача зернового материала в модуле дозирования-смешивания – Q (кг/с) и коэффициент неравномерности обработки зерна рабочим раствором $k_{н.о}$. Основная задача проводимого эксперимента заключалась в подборе величин выбранных факторов так, чтобы они обеспечивали максимальную производительность установки (подачу) при соблюдении агротехнических требований по неравномерности обработки зерна консервантом. Для проверки рабочей гипотезы о зависимости равномерности обработки зерна консервантом и его распределения по ширине кольцевого потока при постоянных параметрах капельного потока был выдвинут второстепенный показатель – коэффициент неравномерности распределения материала $k_{н.р}$ в камере смешивания рабочего органа.

Опыты проводили на лабораторной установке, повторяющей конструкцию модуля дозирования-смешивания, с диаметром корпуса камеры смешивания 0,6 м (выбор обусловлен характеристиками проникновения капельного потока в плотном слое), с фиксированными диаметром обечайки 0,18 м и диаметром диска распределительного устройства 0,25 м (параметры были зафиксированы на основании теоретических исследований, рассмотренных в работе [6]).

При фиксированных выбранных параметрах по схеме, повторяющей технологическую схему изучаемого процесса, зерновой материал в течение времени t (время

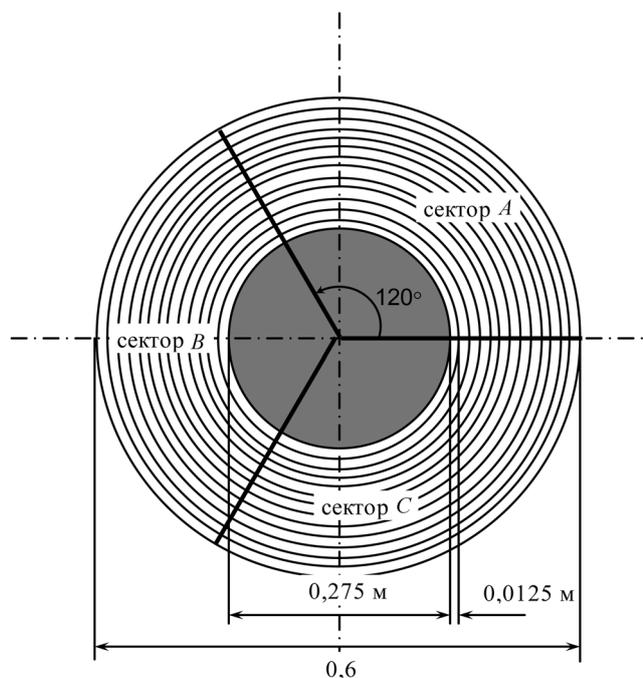


Рис. 1. Мерный поддон (вид сверху)

проведения опыта в секундах определяли исходя из активности протекания процесса) собирался в мерный ячеистый поддон, разбитый на сектора в $2\pi/3$ рад (рис. 1). Ячейки мерного поддона были выполнены в виде состыкованных кольцевых секций шириной 0,0125 м высотой 0,2 м и пронумерованных цифрами от 1 до 13 начиная с центра. Затем накопленный материал взвешивался отдельно по кольцевым секциям каждого из секторов. Подача определялась как суммарная масса взвешенного материала трех секторов, деленная на время проведения опыта:

$$Q = \frac{Q_1 + Q_2 + Q_3}{t}.$$

Под коэффициентом неравномерности распределения материала $k_{н.р}$ понимали коэффициент массовой вариации материала по ширине перфорированной поверхности при сепарации его через распределительное устройство в камеру смешивания.

Коэффициент неравномерности обработки зерна рабочим раствором $k_{н.о}$ определяли по стандартной методике нахождения полноты обработки семян при консервировании [8].

Результаты и их обсуждение. В своих экспериментах при движении к оптимуму результирующих факторов использовали шаговый метод [9]. Из векторного анализа известно, что направление самого быстрого изменения функции определяет ее вектор-градиент:

$$\overrightarrow{grad}(\varphi) = \frac{\partial \varphi}{\partial x_1} \vec{i} + \frac{\partial \varphi}{\partial x_2} \vec{j} + \dots + \frac{\partial \varphi}{\partial x_m} \vec{k}, \quad (1)$$

где $\frac{\partial \varphi}{\partial x_i}$ – частные производные функции отклика по i -му фактору ($i = \overline{1, \dots, m}$); $\vec{i}, \vec{j}, \dots, \vec{k}$ – орты координатных осей соответствующих факторов.

Установлено [10], что координаты вектор-градиента в точке равны соответствующим коэффициентам регрессии полинома первой степени, который аппроксимирует поверхность отклика в окрестности рассматриваемой точки, поэтому на первом шаге исследований определяли коэффициенты $b_0, b_1, b_2, \dots, b_5$ линейной модели, аппроксимирующей экспериментальные данные:

$$\hat{y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_5 X_5. \quad (2)$$

При определении линейной модели факторы варьировали на двух уровнях, которые условно принимались «нижним» и «верхним» соответственно. В качестве этих уровней из табл. 1 были взяты границы факторного пространства, помеченные знаками (–) – нижний уровень, (+) – верхний уровень. При этом был реализован полнофакторный эксперимент (ПФЭ) типа 2^5 с матрицей планирования X , имеющей 32 сочетания уровней факторов (число опытов $N=2^5=32$). Матрица ПФЭ в кодированном виде была сформирована по принципу чередования знаков, согласно которому первый вектор-столбец состоял из единиц и отвечал за определение свободного члена линейной зависимости b_0 , во втором знаки менялись через один, в третьем – через два, в четвертом – через четыре и т. д.

Таблица 2. Значения результирующих факторов

Результирующие факторы		Вариант опыта															
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Y_1	Q	0,17	0,9	1,06	2,3	1	2,25	2,3	3,3	1,7	2,4	3,2	3,9	3,1	3,75	4,35	4,9
Y_2	$k_{н.о}$	0,35	0,72	0,1	0,42	0,2	0,58	0,09	0,28	0,62	0,8	0,32	0,5	0,48	0,66	0,18	0,36
Y_3	$k_{н.р}$	0,46	0,82	0,21	0,57	0,36	0,72	0,1	0,46	0,7	0,9	0,44	0,64	0,59	0,79	0,33	0,54
Результирующие факторы		Вариант опыта															
		17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
Y_1	Q	0,12	1,86	0,95	1,8	0,8	1,75	2,3	2,85	1,3	3,8	2,55	3,5	2,75	3,35	3,9	4,6
Y_2	$k_{н.о}$	0,71	0,94	0,4	0,78	0,56	0,94	0,26	0,63	0,98	0,97	0,67	0,86	0,84	0,92	0,54	0,71
Y_3	$k_{н.р}$	0,72	0,96	0,47	0,82	0,61	0,97	0,36	0,71	0,95	0,98	0,7	0,9	0,85	0,93	0,59	0,8

Усредненные результаты экспериментальных исследований в параллельных опытах по каждому из результирующих факторов, согласно матрице планирования, приведены в табл. 2.

После подтверждения на основании критерия Кохрена гипотезы об однородности ряда скорректированных дисперсий [10] были определены эмпирические коэффициенты регрессии по каждому из результирующих факторов (табл. 3). При этом пользовались следующей формулой в матричном виде [10, 11]:

$$B = (X^T X)^{-1} X^T Y_j, \quad (3)$$

где X – матрица планирования эксперимента; Y_j – вектор-столбец, составленный из результатов экспериментов по каждому из параметров оптимизации; B – вектор-столбец эмпирических коэффициентов регрессии.

Таблица 3. Значения коэффициентов линейной модели

Коэффициент линейной модели	В кодированном виде			В раскодированном виде		
	Y_1	Y_2	Y_3	Y_1	Y_2	Y_3
b_0	2,461	0,574	0,655	-5,402	-0,399	-0,181
b_1	0,489	0,118	0,127	0,0078	0,002	0,002
b_2	0,524	-0,130	-0,115	6,387	-1,589	-1,399
b_3	0,492	-0,060	-0,048	0,703	-0,085	-0,068
b_4	0,854	0,077	0,0722	299,781	26,864	25,329
b_5	-0,075	0,158	0,115	-0,319	0,672	0,491

Для оценки качества полученных моделей и полноты набора объяснительных факторов, входящих в них, в своих исследованиях мы использовали такие статистические характеристики, как коэффициенты детерминации R^2 и множественной корреляции R , а также критерии Фишера (F -критерий) и Стьюдента (t -критерий). При этом использовали стандартные методики их определения, рассмотренные в работе [10]. Статистическую оценку полученных моделей производили в прикладной программе Microsoft Excel при уровне значимости, равном 0,05.

Анализ линейных моделей (табл. 4) показывает, что включенные в модели факторы являются значимыми, хорошо объясняют изменения результирующих факторов и между ними существует сильная связь. Однако сравнительная оценка расчетных и табличного критериев Фишера показала, что гипотезу об описании результатов экспериментов линейными моделями следует отвергнуть, поэтому в дальнейших исследованиях для изучения и описания области оптимума использовали модели более высокого порядка.

Таблица 4. Статистические характеристики линейных моделей многофакторного эксперимента

Статистические параметры	$Q = -5,402 + 0,0078X_1 + 6,387X_2 + 0,703X_3 + 299,781X_4 - 0,319X_5$		$k_{н.о} = -0,399 + 0,002X_1 - 1,589X_2 - 0,085X_3 + 26,864X_4 + 0,672X_5$		$k_{н.р} = -0,181 + 0,002X_1 - 1,399X_2 - 0,068X_3 + 25,329X_4 + 0,491X_5$	
R^2	0,930	93% изменений функции отклика объясняются включенными в модель факторами	0,946	94,6% изменений функции отклика объясняются включенными в модель факторами	0,942	94,2% изменений функции отклика объясняются включенными в модель факторами
R	0,97	Связь сильная	0,972	Связь сильная	0,971	Связь сильная
F_0	73	R^2 незначим*	91	R^2 незначим*	86	R^2 незначим*
t_{b0}	-7,01	Значим**	-2,77	Значим**	-1,39	Незначим**
t_{b1}	7,66	Значим**	9,86	Значим**	11,77	Значим**
t_{b2}	8,19	Значим**	-10,91	Значим**	-10,61	Значим**
t_{b3}	7,70	Значим**	-5,00	Значим**	-4,42	Значим**
t_{b4}	13,37	Значим**	6,41	Значим**	6,68	Значим**
t_{b5}	-1,17	Незначим**	13,21	Значим**	10,67	Значим**

* При $F_{кр} = 2,59$.

** При $t_{кр} = 2,06$.

Несмотря на то что линейная модель для рассматриваемой зависимости оказалась неадекватной, нами было проведено движение по градиенту с учетом полученных коэффициентов линейной регрессии в кодированном виде (табл. 3), предполагая, что при движении можно установить более благоприятные условия для проведения следующей стадии эксперимента. Такое движение осуществляли путем пропорционального изменения факторов в зависимости от соответствующих коэффициентов линейной модели, которые являлись оценками координат вектор-градиента. Движение начинали из центра определенного плана (с нулевого уровня) путем добавления к нему последовательно шага, удвоенного шага, утроенного шага и т. д., тем самым получали условия мысленных опытов. При этом шаг движения по каждому фактору в натуральных единицах определяли по формуле [10]

$$\Delta X_i = \pm ab_i I_i, \quad (4)$$

где a – коэффициент пропорциональности; I_i – расстояние от центра плана по изучаемому фактору до любой из границ (в натуральных единицах). Знак (+) в формуле соответствует движению к максимуму функции отклика, а знак (–) – к минимуму. Коэффициент пропорциональности a выбирали после определения всех произведений $b_i I_i$. Наименьшее по абсолютной величине произведение принимали за базу, т. е. $\min |b_i I_i| = b_6 I_6$. Тогда a определяли как

$$a = 1/b_6. \quad (5)$$

После установления шагов ΔX_i по каждому из факторов их корректировали до удобных для проведения эксперимента величин $\Delta X'_i$. Движение по градиенту продолжали до получения наилучшего значения функции отклика или достижения границ по каждому из факторов. При движении по градиенту фактор, достигший одной из границ области определения, фиксировался на этой границе, а движение по другим факторам продолжалось. Незначимые факторы при движении по градиенту фиксировались на нулевом уровне. Результаты движения по градиенту по результирующим факторам показаны в табл. 5. Эти исследования позволили установить точки, близкие к оптимуму, и сузить границы варьирования факторов до следующих пределов:

по результирующему параметру Y_1 : $X_1 \in [257,5; 320]$, $X_2 \in [0,138; 0,22]$, $X_3 \in [6; 6,7]$, $X_4 \in [0,00425; 0,0071]$, $X_5 \in [1,41; 1,645]$;

для параметров Y_2 и Y_3 : $X_1 \in [195; 257,5]$, $X_2 \in [0,138; 0,22]$, $X_3 \in [6; 6,7]$, $X_4 \in [0,0014; 0,00425]$, $X_5 \in [1,41; 1,645]$.

Таблица 5. Результаты движения по градиенту

Факторы	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	Y_1	Примечание
0 уровень	257,5	0,138	6	0,00425	1,645		По результирующему фактору Y_1 $\min b_i I_i = 0,002$, т. е. $b_6 I_6 = 0,002$, $b_6 = 0,854$, $a = 1/0,854 = 1,171$
I_i	62,5	0,082	0,7	0,00285	0,235		
b_i	0,489	0,524	0,492	0,854	-0,075		
$b_i I_i$	30,59	0,04	0,34	0,002	-0,02		
Расчетный шаг ΔX_i	35,815	0,050	0,403	0,003	-0,021		
Скорректированный шаг $\Delta X'_i$	31,5	0,041	0,35	0,0028	Фиксирован		
Движение по градиенту (при крутом восхождении)							
Движение к оптимуму	1	257,5	0,138	6	0,00425	1,645	3,16
	2	289	0,179	6,35	0,00705	1,645	4,98
	3	320	0,22	6,7	0,0071	1,645	4,46
Точка, близкая к оптимуму							
Факторы	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	Y_3	Примечание
0 уровень	257,5	0,138	6	0,00425	1,645		По результирующему фактору Y_2 $\min b_i I_i = 0,0002$, т. е. $b_6 I_6 = 0,0002$, $b_6 = 0,077$, $a = 1/0,077 = 12,987$
I_i	62,5	0,082	0,7	0,00285	0,235		
b_i	0,118	-0,130	-0,060	0,077	0,158		
$b_i I_i$	7,363	-0,011	-0,042	0,0002	0,037		
Расчетный шаг ΔX_i	-95,627	0,139	0,543	-0,003	-0,482		
Скорректированный шаг $\Delta X'_i$	-62,500	0,082	0,350	-0,003	-0,235		

Факторы	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	Y_1	Примечание	
Движение по градиенту (при крутом спуске)								
Движение к оптимуму	1	257,5	0,138	6	0,00425	1,645	0,49	
	2	195	0,22	6,35	0,0014	1,41	0,075	Точка, близкая к оптимуму
	3	195	0,22	6,7	0,0014	1,41	0,09	
Факторы	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	Y_3	Примечание	
0 уровень	257,5	0,138	6	0,00425	1,645		По результирующему фактору Y_3 $\min b_i I_i = 0,0002$, т. е. $b_6 I_6 = 0,0002$, $b_6 = 0,072$, $a = 1/0,072 = 13,889$	
I_i	62,5	0,082	0,7	0,00285	0,235			
b_i	0,127	-0,115	-0,048	0,072	0,115			
$b_i I_i$	7,949	-0,009	-0,033	0,0002	0,027			
Расчетный шаг ΔX_i	-110,41	0,131	0,465	-0,003	-0,376			
Скорректированный шаг $\Delta X'_i$	-62,500	0,082	0,350	-0,003	-0,235			
Движение по градиенту (при крутом спуске)								
Движение к оптимуму	1	257,5	0,138	6	0,00425	1,645	0,61	
	2	195	0,22	6,35	0,0014	1,41	0,085	Точка, близкая к оптимуму
	3	195	0,22	6,7	0,0014	1,41	0,11	

Однако для более точного определения оптимума необходимо детальное изучение поверхности отклика в его окрестности, в которой, как правило, кривизна поверхности отклика сильно изменяется, поэтому линейную модель использовать уже нельзя. Необходимо искать нелинейные модели, содержащие целые степени факторов. Чаще всего для описания области оптимума используют полиномы второй степени [10]. Планы, которые позволяют найти такие полиномы, называются планами второго порядка. В них факторы варьируют, по крайней мере, на трех уровнях.

Для описания области оптимума нами были использованы D -оптимальные планы [10], обеспечивающие максимально возможную точность предсказаний при числе факторов $m_\Phi > 3$. Матрица планирования ПФЭ при числе факторов, равном 5, содержала 42 сочетания уровня варьирования факторов. По полученным опытным данным производили расчет коэффициентов регрессии по формуле (3). В качестве матрицы X использовали расширенную матрицу вида

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{51} & x_{11}x_{21} & \dots & x_{11}x_{21}x_{31}x_{41}x_{51} & x_{11}^2 & \dots & x_{51}^2 \\ 1 & x_{12} & \dots & x_{52} & x_{12}x_{22} & \dots & x_{12}x_{22}x_{32}x_{42}x_{52} & x_{12}^2 & \dots & x_{52}^2 \\ \dots & \dots \\ 1 & x_{1N} & \dots & x_{5N} & x_{1N}x_{2N} & \dots & x_{1N}x_{2N}x_{3N}x_{4N}x_{5N} & x_{1N}^2 & \dots & x_{5N}^2 \end{pmatrix}.$$

В результате последовательного исключения из моделей незначимых факторов были получены коэффициенты полиномов второй степени по каждому из результирующих факторов с учетом их значимости. Вид этих зависимостей в натуральных единицах и их статистические оценки показаны в табл. 6.

Так как статистической оценкой моделей была подтверждена их адекватность при уровне значимости 0,05, то мы смогли утверждать, что погрешность вычислений при реализации полученных моделей не превысит 5% в выбранном диапазоне варьирования факторов, а значит их можно использовать для нахождения оптимальных значений по критериям Y_1, Y_2, Y_3 .

На следующем этапе с учетом полученных моделей второго порядка производили анализ поверхностей отклика с целью отыскания оптимума по каждому из параметров оптимизации и изучения поведения этих поверхностей в окрестности оптимума. Изучение поверхности отклика проводили методом двумерных сечений [11]. Нахождение оптимальных параметров по критериям Y_1, Y_2, Y_3 сводили к решению задач оптимизации:

Таблица 6. Статистические характеристики нелинейных моделей эксперимента

Статистические параметры	$Q = 0,0048X_1 - 0,00011X_1^2 - 36320,6X_4^2 + 1,668X_5^2 + 0,029X_1X_2 + 0,0016X_1X_3 + 2,038X_1X_4 - 0,0231X_1X_5$		$k_{н.о} = -0,0463X_1 - 0,771X_2 + 1,536X_3 + 55,895X_4 + 0,0001X_1^2 - 0,124X_3^2 + 0,231X_5^2 - 0,085X_1X_2X_3X_4X_5$		$k_{н.р} = -0,072X_1 - 1,422X_2 + 2,594X_3 + 28,389X_4 + 0,0002X_1^2 - 0,212X_3^2 + 0,188X_5^2 - 0,0044X_1X_2X_3X_4X_5$			
R^2	0,999	99,9% изменений функции отклика объясняются включенными в модель факторами	0,995	99,5% изменений функции отклика объясняются включенными в модель факторами	0,992	94,2% изменений функции отклика объясняются включенными в модель факторами		
R	0,999	Связь сильная	0,998	Связь сильная	0,996	Связь сильная		
F_0	1,9	R^2 значим *	1,56	R^2 значим *	0,93	R^2 значим *		
t_{b1}	51,7	Значим **	t_{b1}	-11,0	Значим **	t_{b1}	-9,5	Значим **
t_{b1}^2	-15,1	Значим **	t_{b2}	-4,4	Значим **	t_{b2}	-4,5	Значим **
t_{b4}^2	-6,6	Значим **	t_{b3}	10,1	Значим **	t_{b3}	9,5	Значим **
t_{b5}^2	6,3	Значим **	t_{b4}	5,6	Значим **	t_{b4}	1,6	Значим **
t_{b1b2}	31,8	Значим **	t_{b1}^2	11,5	Значим **	t_{b1}^2	9,8	Значим **
t_{b1b3}	15,0	Значим **	t_{b3}^2	-10,4	Значим **	t_{b3}^2	-9,8	Значим **
t_{b1b4}	9,5	Значим **	t_{b5}^2	18,7	Значим **	t_{b5}^2	8,5	Значим **
t_{b1b5}	-8,3	Значим **	$t_{b1b2b3b4b5}$	-3,5	Значим **	$t_{b1b2b3b4b5}$	0,1	Незначим **

* При $F_{кр} = 2,2$.

** При $t_{кр} = 2,03$.

$$I. Q = 0,0048\omega - 0,00011\omega^2 - 36320,6\delta_M^2 + 1,668\delta_d^2 + 0,029\omega\delta_{об} + 0,0016\omega v + 2,038\omega\delta_M - 0,0231\omega\delta_d \rightarrow \max, \quad (6)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega \in [257,5; 320], \delta_{об} \in [0,138; 0,22], v \in [6; 6,7], \delta_M \in [0,00425; 0,0071], \\ \delta_d \in [1,41; 1,645]; \end{array} \right. \quad (7)$$

$$II. k_{н.о} = -0,0463\omega - 0,771\delta_{об} + 1,536v + 55,895\delta_M + 0,0001\omega^2 - 0,124v^2 + 0,231\delta_d^2 - 0,085\omega\delta_{об}v\delta_M\delta_d \rightarrow \min, \quad (8)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega \in [195; 257,5], \delta_{об} \in [0,138; 0,22], v \in [6; 6,7], \delta_M \in [0,0014; 0,00425], \\ \delta_d \in [1,41; 1,645]; \end{array} \right. \quad (9)$$

$$III. k_{н.р} = -0,072\omega - 1,422\delta_{об} + 2,594v + 28,389\delta_M + 0,0002\omega^2 - 0,212v^2 + 0,188\delta_d^2 - 0,0044\omega\delta_{об}v\delta_M\delta_d \rightarrow \min, \quad (10)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega \in [195; 257,5], \delta_{об} \in [0,138; 0,22], v \in [6; 6,7], \delta_M \in [0,0014; 0,00425], \\ \delta_d \in [1,41; 1,645]. \end{array} \right. \quad (11)$$

В результате реализации этих моделей в Microsoft Excel были получены оптимальные решения по всем параметрам оптимизации:

$Q^{\max} = 6,00$ кг/с (или 21606 кг/ч) при $\omega = 257,5$ с⁻¹, $\delta_{об} = 0,22$ ($h_{об} = 0,04$ м), $v = 6,7$ ($r_{отв} = 0,01$ м), $\delta_M = 0,0071$ ($m_d = 0,1$ кг), $\delta_d = 1,41$ (0,12 м);

$k_{н.о}^{\min} = 0,034$ при $\omega = 216,4$ с⁻¹, $\delta_{об} = 0,22$ ($h_{об} = 0,04$ м), $v = 6,7$ ($r_{отв} = 0,01$ м), $\delta_M = 0,0014$ ($m_d = 0,02$ кг), $\delta_d = 1,41$ (0,12 м);

$k_{н.р}^{\min} = 0,067$ при $\omega = 219,6$ с⁻¹, $\delta_{об} = 0,22$ ($h_{об} = 0,04$ м), $v = 6,7$ ($r_{отв} = 0,01$ м), $\delta_M = 0,0014$ ($m_d = 0,02$ кг), $\delta_d = 1,41$ (0,12 м).

Анализ результатов оптимизации процесса консервирования зерна в установке предлагаемого типа по параметрам $k_{н.о}$ и $k_{н.р}$ позволил подтвердить гипотезу о зависимости равномерности обработки зерна от его распределения по ширине кольцевого потока при прохождении распределительного устройства предлагаемого типа. Об этом свидетельствует одинаковая динамика изменения этих параметров и близкое нахождение их оптимумов. Так, при $\omega = 216,4$ с⁻¹, $\delta_{об} = 0,22$ ($h_{об} = 0,04$ м), $v = 6,7$ ($r_{отв} = 0,01$ м), $\delta_M = 0,0014$ ($m_d = 0,02$ кг), $\delta_d = 1,41$ (0,12 м), $k_{н.р}^{\min} = 0,069$, а значит отличия по оптимумам составляют менее 3%. Данный факт позволил на основании

аппроксимации эмпирических данных полиномом второй степени (рис. 2) установить зависимость между этими двумя параметрами оптимизации:

$$k_{н.о} = 0,5 k_{н.р}^2 + 0,509 k_{н.р}. \quad (12)$$

Анализ результатов оптимизации показал, что зоны оптимальности по основным результирующим факторам отличаются. Так, параметр ω по подаче изменяется в пределах [257,5; 320] (7), а по неравномерности обработки – [195; 257,5] (9). Аналогично зона оптимальности параметра δ_M по первому критерию находится в пределах [0,00425; 0,0071] (7), а по второму – [0,0014; 0,00425] (9). Видно, что зоны оптимальности по параметрам ω и δ_M имеют лишь общие границы – $\omega = 257,5 \text{ с}^{-1}$ и $\delta_M = 0,00425$ соответственно. Согласно рекомендациям [9], следующий этап сводился к решению компромиссной задачи, т. е. к определению условного экстремума, с минимальным отклонением оптимизирующих показателей от своих оптимумов. Поэтому далее находили такие значения анализируемых факторов, которые обеспечивали бы максимальную подачу материала в установку при соблюдении агротехнических требований по неравномерности обработки материала консервантом. Неравномерность обработки консервантом принималась в пределах 10%. В этом случае математическое описание компромиссной задачи имело следующий вид:

$$\text{исходная целевая функция } Q = 0,0048\omega - 0,00011\omega^2 - 36320,6\delta_M^2 + 1,668\delta_D^2 + 0,029\omega\delta_{об} + 0,0016\omega\nu + 2,038\omega\delta_M - 0,0231\omega\delta_D \rightarrow \max \quad (13)$$

с системой ограничений

$$\begin{cases} \omega = 257,5; \\ 0,138 \leq \delta_{об} \leq 0,22; \\ 6 \leq \nu \leq 6,7; \\ \delta_M = 0,00425; \\ 1,41 \leq \delta_D \leq 1,645; \\ 0 \leq k_{н.о} \leq 0,1. \end{cases} \quad (14)$$

Однако в ходе ее решения было установлено, что при заданных условиях компромиссная задача подходящего решения не имеет, так как в данном диапазоне изменения параметров минимальное значение неравномерности обработки зерна консервантом достигает более 24%. Поэтому было принято решение произвести более детальное изучение влияния выбранных факторов на подачу материала в зоне оптимума параметра $k_{н.о}$. В результате реализации вышеприведенной методики для критерия Q была получена следующая адекватная модель:

$$Q = 0,034\omega - 0,00007\omega^2 - 23412,6\delta_M^2 + 1,73\delta_D^2 + 0,019\omega\delta_{об} + 0,0013\omega\nu + 1,715\omega\delta_M - 0,0248\omega\delta_D \quad (15)$$

которая находится в диапазоне изменения факторов в зоне оптимума параметра $k_{н.о}$ (9). Это позволило, за счет снижения производительности установки, достичь нужного качества получаемого продукта.

Постановка новой компромиссной задачи имела следующий вид:

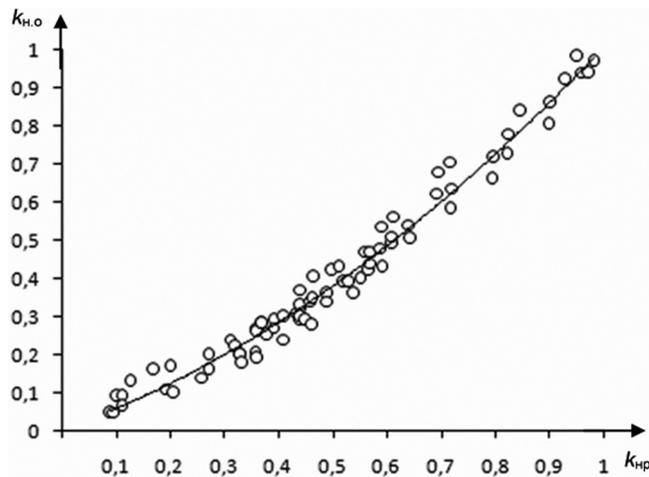


Рис. 2. Зависимость изменения неравномерности обработки зерна рабочим раствором от распределения его в камере смешивания

$$\text{целевая функция } Q = 0,034\omega - 0,00007\omega^2 - 23412,6\delta_M^2 + 1,73\delta_d^2 + 0,019\omega\delta_{об} + 0,0013\omega\nu + 1,715\omega\delta_M - 0,0248\omega\delta_d \rightarrow \max, \quad (16)$$

с системой ограничений

$$\begin{cases} 195 \leq \omega \leq 257,5; \\ 0,138 \leq \delta_{об} \leq 0,22; \\ 6 \leq \nu \leq 6,7; \\ 0,00425 \leq \delta_M \leq 0,0071; \\ 1,41 \leq \delta_d \leq 1,645; \\ 0 \leq k_{н.о} \leq 0,1. \end{cases} \quad (17)$$

В результате ее решения были получены рациональные параметры исследуемых факторов:

$$\omega = 206,4 \text{ с}^{-1}, \delta_{об} = 0,22, \nu = 6,7, \delta_M = 0,00425, \delta_d = 1,41. \quad (18)$$

В этом случае коэффициент неравномерности обработки зерна консервантом равен $k_{н.о} = 0,1$, а установка развивает производительность, равную $Q = 4,25 \text{ кг/с}$, что составляет 15301 кг/ч.

Выводы

Исследования, направленные на оптимизацию технологических параметров процесса консервирования зерна и конструктивных параметров предлагаемой установки позволили получить математические модели влияния данных параметров на производительность установки (15) и неравномерность обработки зерна консервантом (8) в диапазоне изменения исследуемых параметров (9); установить функциональную зависимость (12) неравномерности обработки зерна раствором консерванта от распределения его в камере смешивания; определить рациональные конструктивные параметры рабочего органа предлагаемой установки и технологические параметры процесса: $\omega = 206,4 \text{ с}^{-1}$, $h_{об} = 0,04 \text{ м}$, $r_{отв} = 0,01 \text{ м}$, $m_d = 0,061 \text{ кг}$, $z_d = 0,12 \text{ м}$, при которых производительность установки достигает свыше 15000 кг/ч консервированного зерна, с качественными показателями, удовлетворяющими агротехническим требованиям ($k_{н.о} = 0,1$).

Результаты данных исследований будут использованы при разработке методики расчета и проектирования установок для консервирования зерна с модулями дозирования-смешивания предлагаемого типа.

Литература

1. К и р о в, Н. Л. Консервирование влажного зерна / Н. Киров, О. Божинова, Л. Недялков. – М.: Колос, 1982. – 159 с.
2. Ш а р ш у н о в, В. А. Состояние и тенденции применения новых ресурсосберегающих технологий при производстве комбикормов / В. А. Шаршунов, А. В. Червяков, С. В. Курзенков. – М.: Девятка Принт, 2004. – 136 с.
3. Ч е р в я к о в, А. В. Результаты испытаний установок консервирования зерна УКЗ-20 и УКЗ-50 / А. В. Червяков, С. В. Курзенков, Л. М. Иващенко // Актуальные проблемы механизации сельскохозяйственного производства: материалы науч.-практ. конф. – Горки, 2007. С. 152–156.
4. Ч е р в я к о в, А. В. Теоретические исследования динамики движения точки распределительного устройства питателя-дозатора оборудования для внесения консервантов / А. В. Червяков, С. В. Курзенков, С. И. Козлов // Вестник БГСХА. – 2007. – № 2. – С. 132–138.
5. Ш а р ш у н о в, В. А. Изучение параметров потока сыпучего материала в камере смешивания установки консервирования зерна / В. А. Шаршунов, А. В. Червяков, С. В. Курзенков // Вес. Нац. акад. наук Беларусі. Сер. аграр. навук. – 2008. – № 4. – С. 94–102.
6. Ш а р ш у н о в, В. А. Обоснование конструктивных параметров рабочего органа оборудования для внесения консервантов в поток зернового материала / В. А. Шаршунов, А. В. Червяков, С. В. Курзенков // Вестник МГУП. – 2008. – № 1(4). – С. 74–81.
7. Ч е р в я к о в, А. В. Изучение процесса сепарации материала через перфорированную поверхность распределительного устройства оборудования консервирования зерна / А. В. Червяков, С. В. Курзенков // Вестник БГСХА. – Горки: БГСХА. – 2009. – № 2. – С. 138–146.

8. Комбикорма, комбикормовое сырье. Методы определения содержания натрия и хлорида натрия: ГОСТ 13496.1–98 // Межгосударственный совет по стандартизации, метрологии и сертификации. – Минск, 1998. – 10 с.

9. Адлер, Ю. П. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий / Ю. П. Адлер. – 2-е изд. – М.: Наука, 1976. – 279 с.

10. Митков, А. Л. Статистические методы в сельхозмашиностроении / А. Л. Митков, С. В. Кардашевский. – М.: Машиностроение, 1978. – 360 с.

11. Мельников С. В. Планирование эксперимента в исследованиях сельскохозяйственных процессов / С. В. Мельников, В. Р. Алешкин, П. М. Рощин. – М.; Л.: Колос, 1972. – 200 с.

V. A. SHARSHUNOV V. A., A. V. CHERVYAKOV, S. V. KURZENKOV

DETERMINATION OF RATIONAL PARAMETRES OF THE EQUIPMENT FOR FODDER GRAIN PRESERVATION

Summary

In the article the technique and results on optimisation of the process of fodder grain preservation in the installation of the proposed construction are presented. The mathematical models of the influence of constructive and technological parameters of the installation on quantitative and qualitative indices are obtained. The functional dependence of the nonuniform treatment of grain with a preservative solution on its distribution in the mixing chamber is determined. Rational design parameters of the proposed installation and technological process parameters are found.

The results of the work will be used for calculating and designing installations of the proposed design.