Передня В., Пунько А. (BelNIIMSCH, Minsk, Belarus
Романюк В. (IBMER, Warszawa)

Оптимизация параметров смесителя для приготовления сбалансированных смесей животным

ВВЕДЕНИЕ

Повышение продуктивности животных, снижение затрат кормов на единицу продукции невозможны без рационального использования кормов. Эффективно использовать имеющиеся на ферме корма можно только если их сбалансировать по питательности. Сбалансировать рацион животных проще всего, если приготовить обогатительную добавку в виде смеси.

Согласно выполненной совместной программе между институтами БелНИИМСХ и ИБМЭР было разработано оборудование для приготовления таких обогатительных смесей [,]. Оборудование позволяет приготавливать обогатительную смесь из зернофуража, корнеклубнеплодов, белково-витаминных и минеральных добавок и т.п. Причем из этого оборудования можно скомплектовать любой набор машин и приготавливать любые обогатительные смеси, исходя из необходимости хозяйства (фермы) и имеющихся в них кормов. Основной машиной в любом наборе должен быть специальный агрегат обогащения зернофуража.

АГРЕГАТ ДЛЯ ОБОГАЩЕНИЯ ЗЕРНОФУРАЖА

В комбикормовой промышленности имеется много типов смесителей горизонтального, вертикального и наклонного типов. Все эти смесители предназначены для приготовления комбикорма из измельченного зернофуража и белково-витаминных добавок.

При приготовлении балансирующей добавки непосредственно в хозяйствах готовить такую добавку приходится из различных кормовых компонентов, которые имеются в хозяйстве. Качественно смешать имеющиеся в хозяйстве компоненты существующими в комбикормовой промышленности смесителями невозможно.

Анализ существующих конструкций смесителей показал высокую эффективность использования в качестве рабочих органов ленточных лопастей полукольцевого типа (рис. 1).

Для увеличения степени воздействия рабочего органа на кормосмесь рабочий орган выполнен с двумя рядами полувитков, в виде внутренней и внешней спиралей. В сравнении с витком полувиток способствует увеличению перелопачивания материала. Вращаясь, лопасти перемешивают компоненты между собой и одновременно перемещают кормовую смесь вдоль бункера по направлению своего движения. Вследствие различных направлений навивок внутренней и внешней спиралей создается противоточное движение смеси, способствующее внедрению частиц одного материала между частицами другого, что и обеспечивало их равномерное распределение. Кроме того, такая конструкция рабочего органа способствовала равномерной подаче смеси в разгрузочное отверстие.

ОПТИМИЗАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ СМЕСИТЕЛЯ

Для определения оптимальных параметров смесителя, обеспечивающих наилучшее качество смешивания в диапазоне зоотехнических требований, проведены исследования с применением математического планирования и анализа результатов эксперимента.

С учетом данных, изложенных в научной литературе по смесителям периодического действия и результатов предварительных поисковых опытов, качество смеси стабилизируется примерно через 7…15 мин и дальнейшее продолжение смешивания не приводит к его улучшению. Качество смешивания оценивали по количеству контрольного компонента в отбираемых пробах после предварительного смешивания.

Учитывая, что материал исследований далее использовался на корм скоту, в качестве контрольного компонента применяли целые зерна ячменя.

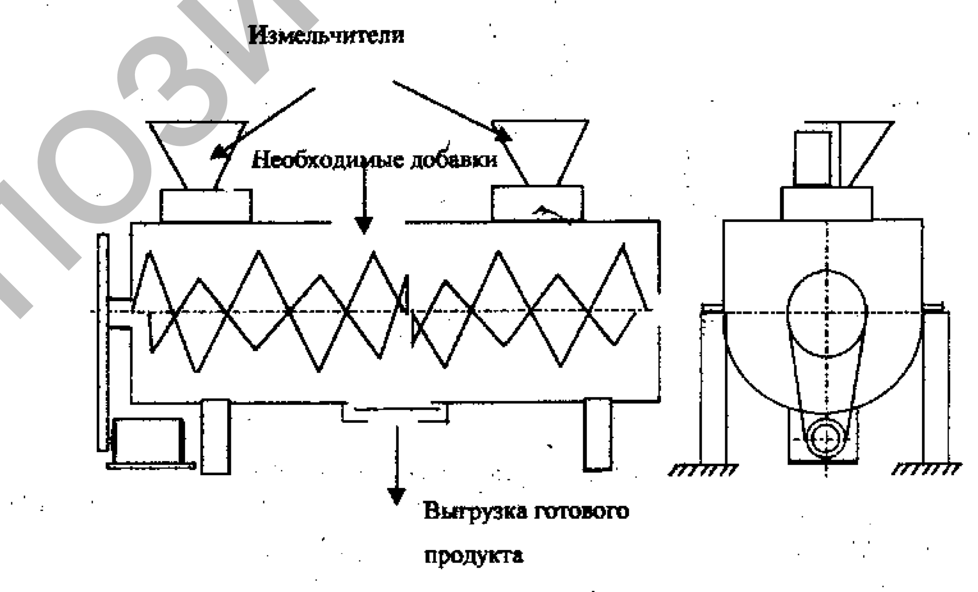

Рис.1 Принципиальная схема агрегата для приготовления балансирующей добавки

Равномерность распределения компонентов смеси оценивали коэффициентом вариации:

$$v = \frac{100}{a}\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(a_i - \overline{a})^2}{n-1}}$$

где a_i -результат любого измерения; $a_i - \overline{a}$ - отклонение любого отдельного результата измерений от средней арифметической, n - количество повторностей.

Рассматривая коэффициент вариации как показатель эффективности функционирования смесителя, в качестве влияющих на него факторов выделили три варьируемых параметра: N-частота вращения вала; α - угол установки полувитка к плоскости, перпендикулярной к оси смесительного вала; S - ширина полувитков смешивающего органа;

Тогда зависимость v(V, α, S) ордставим в виде степенного ряда

$$v = B_0 + \sum_i B_i Y_i + \sum_{ij} B_{ij} Y_i Y_j + \sum_i B_{ii} Y_i^2 \qquad (1)$$

$$i = 1,2,3 \quad i \neq j$$

Оценки коэффициентов регрессии этого уравнения определяли по результатам опытов, используя аппарат математической статистики.

Факторы Y_i приводили к безразмерному нормированному виду

$$X_i = \frac{Y_i - Y_{i0}}{\Delta Y_i} \qquad (2)$$

где $Y_{i0} = \frac{Y_{i\text{н}} + Y_{i0}}{2}$ - основной уровень i -го фактора;

$\Delta Y_i = \frac{Y_{i\text{в}} - Y_{i\text{н}}}{2}$ - единица варьирования Y_i;

$Y_{i\text{н}}$. $Y_{i\text{в}}$ - соответственно нижний и верхний уровни фактора Y_i.

С учетом этого, нижнему и верхнему уровням кодируемых переменных соответствуют $Y_{i\text{н}} = -1$ и $Y_{i\text{в}} = +1$

Выбрав исходные значения факторов (табл. 1), разработали матрицу планирования (табл. 2), столбцы (2-4) которой позволяют получить информацию, необходимую для вычисления линейной регрессии и эффектов парных взаимодействий.

Таблица 1

Кодирование варьируемых факторов

Кодовое обозначение факторов	X_1	X_2	X_3
Варьируемый параметр	N	S	α
Единица измерения	мин$^{-1}$	м	град
Основной уровень (X_i=0)	35	0,065	70
Интервал варьирования	5	0,015	10
Верхний уровень ($X_{iв}$=+1)	40	0,08	80
Нижний уровень ($X_{iн}$=-1)	30	0,05	60

Таблица 2

Матрица планирования и результаты эксперимента.

№ опыта	Уровни факторов			υ_{y1}	υ_{y2}	υ_{y3}	$\upsilon_{u\ ср.}$	$S^2(\upsilon_y)$	$\upsilon_{y\ расч}$
	X_1	X_2	X_3						
1	-1	-1	-1	10,2	9,4	10,9	10,167	0,563	9,74
2	+1	+1	-1	14,0	14,1	15,2	14,433	0,443	14,85
3	-1	-1	+1	32,7	33,4	35,9	34,0	2,83	34,42
4	+1	-1	+1	24,5	25,1	27,1	25,567	1,853	25,14
5	-1	+1	+1	11,2	12,3	13,1	12,2	0,910	12,62
6	+1	-1	-1	17,0	17,5	18,7	17,733	0,763	17,31
7	-1	+1	-1	37,3	38,3	41,2	38,933	4,103	38,51
8	+1	+1	+1	26,6	29,5	29,1	28,4	2,470	28,82

По результатам трех повторностей опытов вычислили построчные средние арифметические по следующей формуле:

$$\bar{v}_{iср} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} v_{ik}$$

выборочные дисперсии

$$S^2\{v_y\} = \frac{1}{n-1}\sum_{k=1}^{n}(v_{i,k}^2 - \bar{v}_{iср})^2$$

и дисперсии воспроизводимости опытов

$$S^2\{v_y\} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} S^2\{v_i\}$$

с числом степеней свободы f_s=N(n-1), где N=8 - число точек плана (количество опытов).

Так как число параллельных наблюдений для всех опытов были одинаковым (n=3), проверяли с помощью критерия Кохрена гипотезу однородности дисперсий:

$$G_{\text{эксп}} = \frac{S^2_{i\max}}{\sum_{i=1}^{N} S_i^2} \le G_\alpha^{\text{табл}}(f_{n,N}) \tag{3}$$

$$G_{\text{эксп}} = \frac{4.103}{13.937} = 0{,}294$$

где $G_\alpha^{\text{табл}}$ (f_n; N) = G $_{0,05}$ (2; 8) = 0.5157 - табличное значение критерия Кохрена при уровне значимости ?=0,05 и числе степеней свободы для выборочных дисперсий f_n=n-1

Поскольку $G_{\text{эксп}}$ меньше табличного значения, то ряд дисперсий (таблица 2, столбец 9) можно считать однородным.

Учитывая, что расхождение между дисперсиями незначимые, то, усреднив их, вычислили дисперсию воспроизводимости опытов:

$$S^2\{v_y\} = \frac{\sum_{i=1}^{N} S_i}{N} \tag{4}$$

$$S^2\{v_y\} = \frac{13.937}{8} = 1{,}742$$

По результатам эксперимента вычислили коэффициенты линейной регрессии и их дисперсии

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^{N} \bar{V}_i X_{ij}}{N} \tag{5}$$

$$S_{\{b_j\}} = \frac{S_{\{V\}}}{n \cdot N}$$

с числом степеней свободы f_s = N (n-1), где N=2^p=8 - число точек плана (количество опытов).

Для вычисления коэффициентов b_j была использована расширенная матрица плана.

В результате расчетов получили следующие коэффициенты:

b_0= 22.679 b_1= -1.146 b_2= 9.046 b_3= 1.637

b_4= -3.596 b_5= -0.104 b_6= 0.304

Коэффициент регрессии b_j будет статически значимый, при выполнении следующего условия:

$$\left|b_j\right| \rangle \varDelta\ b_j = \pm\ t_{\alpha,\ f_s} \cdot S\{b_j\} \quad (6)$$

где $\varDelta\ b_j$ - доверительный интервал; t_{α, f_s} - табличное значение критерия Стьюдента.

Значение критерия Стьюдента нашли при уровни значимости α = 0,05 и числе степеней свободы fs = N (n-1)=16. Сравнивая доверительный интервал с коэффициентами регрессии, определили их значимость.

$$\varDelta\ b_j = \pm 0.293 \cdot 2.12 = \pm 0.571$$

Сравнение абсолютного значения рассчитанных коэффициентов с их доверительным интервалом показывает, что статически значимыми являются все коэффициенты, кроме b_5 и b_6, которые следует исключить из модели.

Тогда уравнение регрессии в линейном приближении имеет вид:

$$v_c = 22.679 - 1.146X_1 - 9.046X_2 - 1.637X_3 \quad (7)$$

Провели проверку адекватности модели. Для этого вычислили дисперсию адекватности

$$S^2_{\text{ад}} = \frac{n \cdot S_R}{f_{\text{ад}}} \quad (8)$$

где $S_R = \sum_{i=1}^{N}(v_i - v_{i\ \text{расч}})^2$ - остаточная сумма квадратов; $f_{\text{ад}} = N - n$ - число степеней свободы; n -число значимых коэффициентов регрессии.

$$F_{\text{расч}} = \frac{S^2_{\text{ад}}}{S^2\{v\}} = \frac{82.701}{1.742} = 47.473 \rangle F_{\alpha}(f_{\text{ад}}, f_s) = F_{0.05}(4;16) = 3{,}01$$

т. е. уравнение регрессии (7) неадекватно экспериментальным данным.

Адекватность уравнения (7) можно проверить также, сравнивая расчетное его значение со средним арифметическим всех результатов эксперимента (уравнением нулевого порядка):

$$\overline{v} = \frac{\sum_{i=1}^{N} v_i}{N - 1} = 22.679$$

Остаточная дисперсия в этом случае для уравнения нулевого порядка

$$S^2_{R_0} = \frac{n}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(\overline{v} - v_i)^2 = \frac{3}{7}\cdot 790.839 = 338.931$$

Тогда расчетное значение F - критерия

$$F_{\text{р}} = \frac{S^2_{R_0}}{S^2_{\text{ад}}} = \frac{338.931}{82.701} = 4.098$$

Поскольку

$$F_0 \langle F_\alpha(f_0, f_{\text{ад}}) = F_{0.05}(7;4) = 6.09$$

применять полученное уравнение не имеет смысла, так как оно описывает поверхность отклика не лучше, чем среднее арифметическое $\overline{v}$.

Конечной целью проводившихся исследований являлось определение координат точки поверхности отклика, в которой показатель эффективности смешивания v компонентов обогатительной добавки в агрегате был минимальным в исследуемой точке факторного пространства. Поэтому использовать уравнение регрессии (7) для расчета наискорейшего спуска к экстремума поверхности отклика невозможно, поскольку оно не адекватно экспериментальным данным.

С целью получения адекватной модели было принято решения дополнить реализованную матрицу 2^3 звездными точками (табл. 3) и выполнить опыт в центре плана, совершив таким образом композиционный переход к плану второго порядка.

Таблица 3

Матрица факторов и результаты дополнительных опытов ортогонального центрального композиционного плана 2^3 второго порядка

I	Уровни факторов			v_{i1}	v_{i2}	v_{i3}	$\overline{v}_i$	$S^2\{v_i\}$	$\upsilon_{\text{у расч}}$
	X_1	X_2	X_3						
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
9	-1,215	0	0	14,7	15,3	16,5	15,5	0,84	15,76
10	+1,215	0	0	11,5	11,8	13,8	12,367	1,563	12,88
11	0	-1,215	0	10,1	12,5	11,7	11,433	1,493	12,09
12	0	+1,215	0	35,0	32,3	35,1	34,133	2,523	34,26
13	0	0	-1,215	12,0	13,1	14,8	13,3	1,99	13,29
14	0	0	+1,215	16,3	15,7	16,5	16,167	0,173	16,96
15	0	0	0	13,8	14,7	13,2	13,9	0,57	12,71

Уравнение регрессии второго порядка с учетом новых переменных имеет вид

$$\nu_c = b_0^{/} + b_1 X_1 + ..b_k X_k + b_{12} X_1 X_2 + \ldots + b_{(k-1)k} X_{(k-1)} X_k + b_{11} X_1^{/} + \ldots + b_{kk} X_k^{/} \qquad (9)$$

Коэффициенты уравнения (9) определяем по формуле

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} X_{ji} \overline{\nu}_i}{\sum_{i=1}^{N_k} X_{ji}^2} \qquad (10)$$

а оценку свободного члена b_0 уравнения регрессии по формуле

$$b_0 = b_0^{/} - \lambda_2 \cdot \sum_{i=1}^{k} b_{ii} \qquad (11)$$

На основании результатов эксперимента определили следующие значения коэффициентов регрессии:

$b_0^{/}$= 19,882 b_1= -1,185 b_2= 9,126 b_3= 1,514

b_{12}= -3,596 b_{13}= -0,104 b_{23}= 0,304

b_{11}= 7,092 b_{22}= 1,639 b_{33}= -3,596

b_0 = 19,882- 0.73·9,829 = 12,705

Затем проверили условие однородности выборочных дисперсий с учетом всех результатов эксперимента:

$$G_{\text{эксп}} = \frac{4.103}{23.09} = 0.178 \; \langle \; G_{0.05\,(2;15)}^{\text{табл}} = 0.3346 \qquad (12)$$

Используя всю имеющуюся информацию вычислили дисперсию воспроизводимости

$$S^2\{\nu_c\} = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} S^2\{\nu_i\}}{N_k} = \frac{23.09}{15} = 1.539$$

Оценки дисперсий коэффициентов регрессии вычислили по формулам:

$$S^2\{b_j\} = \frac{S^2\{\nu_c\}}{N_k \sum_{i=1} X_{ji}^2} \qquad (13)$$

$$S^2\{b_0\} = S^2\{b_0^{/}\} + \sum_{i=1} \lambda_2^2 \cdot S^2\{b_{ii}^{/}\} = S^2\{b_0^{/}\} + \text{к} \cdot \lambda_2^2 \cdot S^2\{b_{ii}^{/}\} \qquad (14)$$

$$S^2\{b_0'\} = \frac{1.539}{15 \cdot 15} = 0.0068 \qquad S^2\{b_i\} = \frac{1.539}{15 \cdot 10.952} = 0.00937$$

$$S^2\{b_{ij}\} = \frac{1.539}{15 \cdot 8} = 0.01 \qquad S^2\{b_{ii}\} = \frac{1.539}{15 \cdot 4.361} = 0.024$$

Доверительные интервалы коэффициентов регрессии согласно расчету следующие:

$$b_0 = \pm S^2\{b_0\} \cdot t_\alpha(f_s)$$

$\Delta b_0 = \pm 0.131$ $\quad \Delta b_i = \pm 0.198$ $\quad \Delta b_{ij} = \pm 0.231$ $\quad \Delta b_{ii} = \pm 0.313$

Сравнение абсолютных значений рассчитанных коэффициентов с их доверительными интервалами показывает, что коэффициент b_8 является статически незначимыми и его следует исключить. Таким образом, искомое уравнение регрессии примет вид:

$$\nu_c = 12.705 - 1.185X_1 + 9.126X_2 + 1.514X_3 - 3.596X_1X_2 + 0.304X_2X_3 + \\ + 1.097X_1^2 + 7.092X_2^2 + 1.639X_3^2. \qquad (15)$$

Провели проверку гипотезы об адекватности модели (15) по следующей формуле

$$S_{\text{ад}}^2 = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^{N_k} (\nu_{i\text{ср}} - \nu_{ci}^{\text{расч}})^2}{N_k - k'} = \frac{3 \cdot 4.619}{15 - 7} = 2.309$$

где $f_2 = N_k - k' = 15\text{-}7 = 8$ - число степеней свободы;

$k' = 9$ - число значимых коэффициентов уравнения регрессии.

$$F^{\text{расч}} = \frac{S_{\text{ад}}^2}{S^2\{\nu_c\}} = \frac{2.309}{1.539} = 1{,}5 < F_{0.05;\,9;30} = 2.42$$

Расчетное значение F - критерия меньше его табличного значения Следовательно, уравнение (14) адекватно экспериментальным данным.

Проведем поверхности отклика, описываемой полученным уравнением регрессии.

Определяем координаты центра поверхности второго порядка решением системы линейных уравнений, получающихся после приравнивания нулю первой производной ν_c по каждому X_i:

$$\begin{cases} \dfrac{\partial \nu_c}{\partial X_1} = -1.185 - 3.596X_2 + 2 \cdot 1.097X_1 = 0 \\ \dfrac{\partial \nu_c}{\partial X_2} = 9.126 - 3.596X_1 + 0.304X_3 + 2 \cdot 7.092X_2 = 0 \\ \dfrac{\partial \nu_c}{\partial X_3} = 1.514 + 0.304 \cdot X_2 + 2 \cdot 1.639X_3 = 0 \end{cases} \qquad (16)$$

Главный определитель системы

$$D = \begin{Vmatrix} 1.097 & -3.596 & 0 \\ -3.596 & 7.092 & 0.15 \\ 0 & 0.15 & 1.639 \end{Vmatrix} = -8{,}468$$

не равен нулю следовательно, изучаемая поверхность отклика имеет центр

Решив уравнение (15) определили значения факторов при которых коэффициент вариации наименьший:

$X_1 = -0.857$; $X_2 = -0.852$; $X_3 = -0.383$

Подставив найденные значения в исходное уравнение регрессии (15), получили:

$\nu_c = 12{,}705 - 1{,}185\cdot(-0{,}857) + 9{,}126\cdot(-0{,}852)+1{,}514\cdot(-0{,}383) - 3{,}596\cdot(-0{,}857)\cdot(-0{,}852)+$
$+0{,}304\cdot(-0{,}852)\cdot(-0{,}383 + 7{,}092\cdot(-0{,}857)^2 + 1{,}639\cdot(-0{,}852)^2 - 3{,}596\cdot(-0{,}383)^2 = 8{,}711$

Находим номинальное значение параметров смесителя:

$$Z_1^n = N = 35 - 0.857\cdot 5 = 30.715$$
$$Z_2^n = \alpha = 70 - 0.852\cdot 10 = 61.48$$
$$Z_3^n = S = 0.065 - 0.383\cdot 0.015 = 0.059$$

При разработке конструкции смесителя агрегата для приготовления балансирующей добавки принимаем округленные значения параметров:

$Z_1^n = N = 30$

$Z_2^n = \alpha = 60$

$Z_3^n = S = 0.06$

Показатель ν увеличивается в данном случае относительно $\nu_{\min}$ незначительно и не превышает зоотехнических требований по качеству, предъявляемых к смесителям.

ВЫВОДЫ.

1. Наибольшее влияние на качество смешивания оказывают частота вращения вала и ширина полувитков спиралей.

SUMMARY

Optimization of parameters of the mixer for preparation of the balanced mixtures animal

For an effective utilization of forages on cattle-breeding farms it is necessary them to balance on nutritiousness. By the best method it can be realized preparing the balancing components (mixture). The main machine for preparation of such mixtures is the mixer. The optimization it of main design data is indicated in the article.

ЛИТЕРАТУРА

1 Передня В., Пунько А. Выбор и обоснование технологии для эффективного использования кормов на фермах КРС. Научные труды ВИМ, том 132, Москва, 2000 г.

2 Передня В., Пунько А. Исследование параметров агрегата приготовления обогатительных добавок для балансирования рационов. В кн.: Современные проблемы сельскохозяйственной механики, часть 2, Минск, 1999 г.