ЭЛЕКТРОТЕХНОЛОГИИ, ЭЛЕКТРИФИКАЦИЯ И АВТОМАТИЗАЦИЯ СЕЛЬСКОГО ХОЗЯЙСТВА

УДК 631.371:621.31:519.21

Н.Н. Сырых, *доктор техн. наук*
Н.Е. Кабдин, *канд. техн. наук*
Московский государственный агроинженерный университет имени В.П. Горячкина

ХАРАКТЕРИСТИКИ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕКТРООБОРУДОВАНИЯ НА ОСНОВЕ ПРЕДЕЛЬНЫХ ТЕОРЕМ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

При решении многих практических задач по обеспечению требуемой надежности и эффективности функционирования электрооборудования в условиях АПК широко используются вероятностно-статистические модели, основной составляющей которых являются исчерпывающие характеристики случайных величин (например, наработка изделий до отказа и на отказ и др.) в виде их функций распределения $F(x)$ или законов надежности $\bar{F}(x)$. Получение этих характеристик в условиях эксплуатации должно осуществляться на основе сбора и обработки больших объемов исходной информации (до нескольких сот единиц [1]) выборочными методами. При этом к объему и формированию выборочного материала предъявляются определенные требования к репрезентативности таких выборок.

В условиях эксплуатации по объективным и субъективным причинам практически невозможно собрать необходимую исходную информацию в требуемом объеме и качестве, поэтому отсутствие информационного обеспечения многих предлагаемых решений (как показывает многочисленный опыт эксплуатации) является одной из основных причин, тормозящих их внедрение в производство.

Выход из создавшейся ситуации — использование метода статистического моделирования (метода Монте-Карло) для формирования выборочных исследований, приводящего к существенному сокращению объема и совершенствованию отбора экспериментального материала.

При выборочных исследованиях приходится решать две главные задачи:

1. Какое число единиц частичной (выборочной) совокупности (выборки) является достаточным, чтобы по ней можно делать надежные выводы об изучаемом случайном явлении (генеральной совокупности)?

2. Из каких именно единиц надо формировать (составлять) частичную совокупность, чтобы можно было бы рассматривать ее в качестве представительного образца данной общей (генеральной) совокупности?

Теоретической базой для решения сформулированных задач являются предельные теоремы теории вероятностей, образующие две группы теорем: закон больших чисел и центральную предельную теорему. Закон больших чисел имеет несколько математических форм, каждая из которых устанавливает ту или иную устойчивость средних характеристик при большом числе наблюдений над случайными величинами, т. е. их приближение к определенным постоянным величинам (например, частоту события к вероятности события, среднего арифметического к математическому ожиданию).

Группа теорем центральной предельной теоремы касается уже не предельных значений характеристик случайной величины, а предельных законов распределения этих величин. При этом все формы центральной теоремы устанавливают условия, при которых возникает нормальный закон распределения (закон Гаусса) [1].

Таблица 1

Краткая таблица достаточно больших чисел [2]

$\Phi(x)$	**0,85**	**0,90**	**0,95**	**0,99**	**0,995**	**0,999**
ε \ x	**1,44**	**1,64**	**1,96**	**2,58**	**2,81**	**3,29**
0,05	207	270	384	663	787	1082
0,04	323	422	600	1036	1231	1691
0,03	575	751	1067	1843	2188	30007
0,02	1295	1691	2400	4146	4924	6767
0,01	5180	6764	9603	16587	19699	27069

Ответ на первый поставленный вопрос можно получить, используя известные таблицы достаточно больших чисел, а на второй — применением таблиц случайных чисел и метода статистического моделирования Монте-Карло. В настоящей статье из-за ограниченного объема рассматривается методика решения первой задачи.

На основе применения предельных теорем теории вероятностей составлена краткая таблица достаточно больших чисел (табл. 1) с учетом основных факторов, влияющих на необходимый объем выборки n.

Таблица составлена с применением формулы

$$n > \frac{Pqx^2}{\varepsilon^2} = \frac{x^2}{4\varepsilon^2}. \qquad (1)$$

Приведенная таблица подтверждает необходимость получения больших объемов выборочных совокупностей n при установлении экспериментальным путем функций распределения (или законов распределения) случайных величин при обеспечении необходимой точности и надежности результатов. Однако более углубленный анализ выражения (1) с использованием различных форм предельных теорем теории вероятности и основных положений математической статистики показал возможности существенного снижения необходимого объема выборочных совокупностей (выборок), рекомендованного таблицей достаточно больших чисел (см. табл. 1). В настоящей статье предлагается разработанная авторами методика решения этой задачи.

В соответствии с теоретическими положениями теории вероятностей основной числовой характеристикой случайной величины, характеризующей «степень ее случайности» (рассеяние, разбросанность около математического ожидания m_x) является дисперсия D_x, среднее квадратичное отклонение $\sigma_x = +\sqrt{D_x}$ и коэффициент вариации (изменчивости) $V = \frac{\sigma_x}{m_x} 100\,\%$. Последний выражает рассеяние значений ряда распределения и тем самым рассеяние значений самой случайной величины. Реальный смысл обычно имеет мера изменчивости, не превышающая 50 %. Во всех иных случаях в качестве меры рассеяния лучше применять основное отклонение σ_x. Эти характеристики играют главенствующую роль при определении необходимого объема при выборочных исследованиях в формуле (1).

При составлении табл. 1 по формуле (1) фундаментальную роль сыграла одна математическая схема, изученная известным математиком Я. Бернулли. Суть этой схемы состоит в следующем. Производится последовательность испытаний, в каждом из которых вероятность наступления определенного события A одна и та же и равна P. Испытания предполагаются независимыми. Последовательность независимых испытаний с двумя исходами, впервые исследованная Я. Бернулли, носит название последовательности испытаний Бернулли. Частным случаем в этой схеме испытаний является введение понятия «индикатор события A»: случайная величина U равна единице, если в результате опыта событие A произошло, и нуль — если не произошло.

В этом случае ряд распределения случайной величины x имеет вид: $\left|\begin{matrix} 0 & 1 \\ 1-P & P \end{matrix}\right|$ с числовыми характеристиками: математическим ожиданием, равным вероятности события $P(m_x = P)$, дисперсией, равной $D_x = Pq$, средним квадратичным отклонением $\sigma_x = +\sqrt{Pq}$, где $q = 1 - P$. Итак, математическое ожидание индикатора события A равно его вероятности P, а дисперсия — произведению вероятности его появления P на вероятность его непоявления q, т. е. $D_x = Pq$. Следовательно параметры P и q в формуле (1) являются не чем иным, как вероятностями появления и непоявления случайного события при отдельном испытании, а их произведение — дисперсией. В случае, когда $P = q = 0{,}5$ произведение Pq достигает своего наибольшего значения $Pq = 0{,}25$ или 1/4 в формуле (1). Этому случаю соответствует мера изменчивости, равная 50 %: $V_x = \frac{\sigma_x}{2m_x} = 0{,}5$. Таким образом, отсутствие информации о значении предполагаемой меры изменчивости при планировании наблюдений в формуле (1) принят ее верхний предел (наихудший вариант), поэтому достаточно большие числа являются сильно завышенными.

Рассматриваемая математическая модель Бернулли применительно к индикатору события позволяет решать более сложные вопросы, в частности, вычисление вероятности того, что событие A наступает m раз в n независимых испытаниях двумя исходами:

$$P_n(m) = C_n^m P^m q^{n-m}, \qquad (2)$$

где $C_n^m = \frac{n!}{m!(n-m)!} P^m q^{n-m}$ — число сочетаний из n элементов по m, $0 < m < n$.

Совокупность чисел P_n, m ($m = 0, 1, ..., n$) образует распределение вероятностей случайной величины x — числа появлений события во всех n испытаниях схем Бернулли. Это распределение называется биномиальным распределением, зависящим от двух параметров n и P. Оно может быть аппроксимировано нормальной случайной величиной со средним значением nP и стандартным отклонением $\sqrt{nPq}$, если только выполняются условия: $nPq > 5$ и $0{,}1 \leqslant P \leqslant 0{,}9$. При условии $nPq > 25$ эту аппроксимацию можно применять независимо от значения P. Кроме того, в соответствии с центральной предельной теоремой Лапласа, если производится n независимых опытов, в каждом из которых событие A появляется с вероятностью P, то при больших n справедливо приближенное равенство:

$$P\left\{\alpha < \left(У_n - nP\right)/\sqrt{nPq} < \beta\right\} \approx \Phi(\beta) - \Phi(\alpha), \qquad (3)$$

где $У_n$ — число появлений событий A в n опытах; $q - P$; $\Phi(x)$ — функция Лапласа [2].

Учитывая, что $У_n = \sum_{i=1}^{n} x_i$, где x_i — индикатор события A в i-м опыте, а случайная величина $Z_n = \left(У_n - nP\right)/\sqrt{nPq}$, связанная с $У_n$ линейной зависимостью, имеются все основания для применения теоремы Ляпунова, утверждающей, что при $n \to \infty$ закон распределения случайной величины $У_n = \sum_{i=1}^{n} x_i$ неограниченно приближается к нормальному [1].

Учитывая, что в соответствии с центральной предельной теоремой основные условия, при которых возникает нормальный закон распределения, на практике весьма часто выполняются, резонно использовать его характеристики при выборочных исследованиях, и в частности «правило трех сигма». В соответствии с этим правилом вероятность того, что случайная величина x, распределенная по нормальному закону с параметрами m_x, σ_x отклонится от своего математического ожидания m_x больше, чем на $3\sigma_x P\{|x - m_x|\} > 3\sigma_x$ равна 0,0027, т. е. применяя его, мы будем ошибаться приблизительно в трех случаях из 1000. При этом предельное значение меры изменчивости (коэффициент вариации составляет) $V = \frac{\sigma_x}{m_x} = \frac{1}{3}$, или 0,333. Напомним, что предельное значение этого коэффициента, принятое при формировании таблицы (1) составляет 0,50, т. е. в 1,5 раза больше.

Пользуясь неравенством Чебышева, оценим сверху вероятность того, что случайная величина x с любым законом распределения отклонится от своего математического ожидания не меньше, чем на $3\sigma_x$, получим

$$P\left\{\left|x - m_x\right| > \alpha\right\} \leq \frac{D_x}{\alpha^2} = \frac{\sigma_x^2}{3^2\sigma_x^2} = \frac{1}{9} = 0{,}111. \qquad (4)$$

Таким образом, для любой случайной величины с любым законом распределения, пользуясь «правилом трех сигма», никогда не ошибаются больше, чем на 1/9 вероятности. Проверим это утверждение для некоторых законов распределения, применяя в каждом из них неравенство Чебышева при $\alpha = 3\sigma_x$ и сравнивая точное значение $P\{|x - m_x|\} \geqslant 3\sigma_x$ с его верхней оценкой 1/9.

Что касается нормального закона, эту процедуру уже выполняли — для этого закона только ничтожная доля значений случайной величины (менее 0,3 %) выходит за пределы интервала $m_x \pm 3\sigma_x$. Другим часто применяемым законом распределения на практике является экспоненциальный (показательный) закон с плотностью распределения:

$f(x) = \lambda\varepsilon^{-\lambda x}$ при $x > 0$ с характеристиками $m_x = \sigma_x = \frac{1}{\lambda}$.

Это распределение одно из наименее благоприятных для применения «правила трех сигма» (коэффициент вариации $V_x = \frac{\sigma_x}{m_x} = 1$). Вероятность невыполнения «правила трех сигма» такова:

$$P\left\{x > m_x + 3\sigma_x\right\} = P\left\{x > \frac{1}{\lambda} + \frac{3}{\lambda}\right\} =$$

$$= P\left\{x > \frac{4}{\lambda}\right\} = 1 - F\left(\frac{4}{\lambda}\right) = 1 - \left(1 - \frac{e^{-4}\lambda}{\lambda}\right) = 0{,}0183.$$

где $F(x) = 1 - \varepsilon^{-\lambda x}$ — функция распределения случайной величины x.

Как видим, для показательного закона вероятность невыполнения «правила трех сигма» равна 0,0183, что значительно меньше, чем 1/9 = 0,111, т. е. менее двух процентов случаев значения случайной величины x выходят за пределы интервала $m_x + 3\sigma_x$.

Большой популярностью в решении технических задач, связанных с износовыми отказами оборудования, пользуется закон Вейбулла—Гнеденко с двумя параметрами: масштаба a и формы кривой b. Показатели степени разбросанности случайной величины с законом распределения Вейбулла—Гнеденко зависят от параметра. Применение неравенства Чебышева для решения данной задачи связано со сложными математическими выкладками, поэтому следует ограничиться двумя частными случаями этого распределения: при $b = 1$ и $b = 2$.

Основные соотношения, характеризующие это распределение [3, 4]:

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{a}\right)^b};\ m_x = aK_b;\ K_b = \Gamma\left(1 + \frac{1}{b}\right);\ \sigma_x = aC_b;$$

$$V_x = \frac{\sigma_x}{m_x} = \frac{C_b}{K_b};\ C_b^2 = \Gamma\left(1 + \frac{2}{b}\right) - K_b^2, \qquad (5)$$

где $\Gamma\left(1 + \frac{1}{b}\right)$ — гамма-функция (вычисляется по специальным таблицам [3, 4].

Таблица 2

Таблица значений интеграла вероятностей $\Phi(x)$

x	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	00000	00798	01596	02393	03191	03988	04784	05581	06376	07171
0,1	07966	08759	09552	10343	11134	11924	12712	13499	14285	15069
0,2	15852	16633	17413	18191	18967	19741	20514	21284	22052	22818
0,3	235	24344	25103	25860	26614	27368	28115	28862	29605	30346
0,4	31084	31819	32551	33280	34006	34729	35448	36164	36877	37585
0,5	38292	38995	39694	40389	41080	41768	42452	43132	43809	44481
0,6	45169	45814	46474	47131	47783	48431	49075	49714	50350	50981
0,7	51607	52230	52848	53761	54070	54675	55275	55870	50461	57047
0,8	57629	58206	58778	59346	59909	60408	61021	61570	62114	62653
0,9	63188	63718	64243	64763	65278	65789	66294	66795	67291	67783
1,0	68269	68750	69227	69699	70166	70628	71086	71538	71986	72429
1,1	72867	73300	73729	74152	74571	74986	75395	75800	76200	76595
1,2	76986	77372	77754	78130	78502	78870	79233	79592	79945	80295
1,3	80640	80980	81316	81648	81975	82298	82617	82931	83241	83547
1,4	83849	84146	84439	84728	85013	85294	85574	85844	86113	86378
1,5	86639	86896	87149	87398	87644	87886	88124	88358	88589	88817
1,6	89040	89260	89477	89690	89899	90106	90309	90508	90704	90897
1,7	91087	91273	91457	91637	91814	91988	92159	92327	92492	92655
1,8	92814	92970	93124	93275	93423	93569	93711	93852	93989	94124
1,9	94257	94387	94514	94639	94762	94882	95000	95116	95230	95341
2,0	95450	95557	95662	95764	65865	95964	96060	96155	96247	96338
2,1	96427	96514	96599	96683	96765	96844	96923	96999	97074	97148
2,2	97219	97289	97358	97425	97491	97555	97618	97679	97739	97798
2,3	97855	97911	97966	98019	98072	98123	98172	98221	98269	98315
2,4	98360	98405	98448	98490	98531	98571	98611	98649	98686	98723
2,5	98758	98793	98826	98859	98891	98923	98953	98983	99012	99040
2,6	99068	99095	99121	99146	99171	99195	99219	99241	99264	99284
2,7	99307	99327	99347	99367	99386	99404	99422	99439	99456	99473
2,8	99489	99505	99520	99535	99549	99563	99576	99590	99602	99615
2,9	99627	99639	99650	99661	99672	99682	99692	99702	99712	99721
3,0	99730	99739	99747	99755	99763	99771	99779	99786	99793	99800
3,1	99806	99813	99819	99825	99831	99837	99842	99848	99853	99858
3,2	99863	99867	99872	99876	99880	99885	99889	99872	99896	99900
3,4	99933	99935	99937	99940	99942	99944	99946	99948	99950	99952
3,5	99953	99955	99957	99958	99960	99961	99963	99964	99966	99967

Примечание. В таблице показаны десятичные знаки, а нуль целых опущен.

Пример при коэффициенте формы кривой Вейбулла–Гнеденко $b = 1$ (экспоненциальное распределение) рассмотрен выше. При $b = 2$ распределение Вейбулла–Гнеденко превращается в распределение Релея с параметрами: $m_x = 0{,}8862a$; $\sigma_x = 0{,}4634a$; $V_x = 0{,}5229$.

Применяя неравенства Чебышева, получим $m_x + 3\sigma_x = 2{,}2764a$; $e^{-2{,}2764^2} = e^{-5{,}1820} \approx 0{,}007$, т. е. для закона Вейбулла–Гнеденко вероятность невыполнения «правила трех сигма» равно 0,007, что еще меньше, чем для экспоненциального закона. Очевидно, что и при $b > 2$, это правило, тем не менее, будет выполняться.

Из формулы (1) и табл. 1 видно, что на величину объема n выборки серьезно оказывает влияние допустимая ошибка ε которая при инженерных исследованиях устанавливается обычно в пределах $\varepsilon = (0{,}05...0{,}10)$.

Величина допустимой ошибки ε оценивает точность, а функция $\Phi(x)$ — надежность («степень уверенности» или «меру риска») при замене математического ожидания случайной величины ее средним арифметическим значением при ограниченном объеме выборки n (табл. 2).

Функция $\Phi(x)$ представляет собой интеграл вероятности, определяющий вероятность того, что значения отклонения от среднего (или математического ожидания m_x) случайной величины x, выраженного в единицах среднего квадратического отклонения $\sigma_x = \left(\dfrac{x - m_x}{\sigma_x}\right)$, будет находиться внутри определенных пределов от ($-x$ до $+x$):

$$\Phi(x) = P\left\{-x < \frac{x - m_x}{\sigma_x} < +x\right\}. \quad (6)$$

Вычисление значений интеграла вероятностей осуществляется по таблице от $x = 0$ до $x = 3{,}5$.

Например:

$$P\{-\sigma_x < (x - m_x) < +\sigma_x\} = 0{,}683,$$

$$P\{-2\sigma_x < (x - m_x) < +2\sigma_x\} = 0{,}954,$$

$$P\{-3\sigma_x < (x - m_x) < +3\sigma_x\} = 0{,}997.$$

Таким образом, значения случайной величины, отклоняющейся в обе стороны от среднего значения не более чем на величину σ_x, встречаются в нормальной совокупности в 683 случаях из 1000, в пределах удвоенного значения σ_x в 954 случаях из 1000, а в трех — в 997 случаях.

В результате выполненных исследований предлагается следующая формула для определения необходимого объема выборочной совокупности (выборки) с учетом изложенных выше факторов:

$$n = \frac{V_x^2 x^2}{\varepsilon^2}. \quad (7)$$

Составление таблицы достаточно больших чисел подобно табл. 1 с тремя параметрами V_x^2, x^2 и ε^2 в различных сочетаниях достаточно сложно и не наглядно, поэтому предложено сначала составить предварительно таблицу для вычисления числителя формулы (6) $y^2 = V_x^2 x^2$, а затем уже окончательную таблицу по формуле $n = \dfrac{y^2}{\varepsilon^2}$.

Процедура вычисления объема выборки по изложенной методике видна из табл. 3. Здесь возможны два случая при заданных параметрах x и ε с неизвестным параметром V_x принимается его верхнее значение 0,333 ($V_x^2 = 0{,}111$). Если имеется хотя небольшая выборка, по которой можно вычислить приближенно $V_x < 0{,}333$, то это значение также можно использовать. При этом при одинаковых параметрах x и ε объем выборки можно уменьшить.

Пример определения объема выборки с использованием табл. 3.

Определить необходимый объем выборки при следующих исходных данных:

$\varepsilon = 0{,}05$ (5 %); $\varepsilon^2 = 0{,}0025$; $\Phi(x) = 0{,}95$; $x = 1{,}96$ ($x^2 = 3{,}84$),

Таблица 3

Объем выборки *n* по формуле (7)

$n = \dfrac{y^2}{\varepsilon^2}$					
y^2 \ ε^2	**0,01**	**0,00563**	**0,0025**	**0,0009**	**Примечание**
$V_x^2 = 0{,}111$					$V_x = 33{,}3\,\%$
0,2986	30	53	119	332	
0,4262	43	76	170	474	
0,7359	74	131	294	818	
$V_x^2 = 0{,}090$					$V_x = 30\,\%$
0,2421	24	43	97	269	
0,3456	35	61	138	384	
0,5967	60	106	239	663	
$V_x^2 = 0{,}0625$					$V_x = 25\,\%$
0,1684	17	30	67	187	
0,2400	24	38	96	267	
0,4144	41	74	166	460	
$V_x^2 = 0{,}040$					$V_x = 20\,\%$
0,1076	11	19	43	120	
0,1536	15	27	61	171	
0,2663	27	47	107	296	

Таблица 4

Значения числителя в формуле (7)

V_x^2 \ x^2	$\Phi(x) = 0{,}90$ 2,690	$\Phi(x) = 0{,}95$ 3,8416	$\Phi(x) = 0{,}99$ 6,6564	$V_x = \frac{\sigma_x}{m_x} 100\,\%$
0,111	0,2986	0,4262	0,7359	33,3
0,090	0,2421	0,3456	0,5967	30,0
0,0625	0,1684	0,2400	0,4144	25,0
0,040	0,1076	0,1536	0,2663	20,0

V_x — неизвестный параметр, принимаемый значение 0,333 ($V_x^2 = 0{,}111$).

Решение. По табл. 4 для $V_x^2 = 0{,}111$ и $x^2 = 3{,}84$. $y^2 = 0{,}4262$.

По табл. 3 при $y^2 = 0{,}4262$ и $\varepsilon^2 = 0{,}0025$, $n = 170$.

2. Если известна (хотя бы приблизительно) возможная величина изменчивости случайной величины, например $V_x = 20\,\%$ ($V_x^2 = 0{,}040$), то при $\varepsilon = 5\,\%$ ($\varepsilon^2 = 0{,}0025$), то $y^2 = 0{,}1536$, а $n = 61$, а при тех же условиях, но допустимая ошибка $\varepsilon = 10\,\%$ ($\varepsilon^2 = 0{,}01$), то n равняется всего 15 ед.

Таким образом, из анализа табл. 3 и 4 видно, что объем выборки существенно зависит от «качественного» состава формирования выборки от значения дисперсии случайных величин, включаемых в объем выборки. Формирование выборки с использованием метода Монте-Карло позволит дополнительно уменьшить необходимый объем выборки n.

Список литературы

1. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. — М.: Наука, 1988. — 480 с.

2. Митропольский А.К. Техника статистических вычислений. — М.: Физматгиз, 1961. — 480 с.

3. Сырых Н.Н., Кабдин Н.Е. Теоретические основы эксплуатации электрооборудования. — М.: Агробизнесцентр, 2007. — 514 с.

4. Шор Я.Б., Кузьмин Ф.И. Таблицы для анализа и контроля надежности. — М.: Радио, 1968. — 288 с.

УДК 664.854:634.22+664.864.039.5:634.22

Г.Г. Юсупова, *доктор с.-х. наук*
Р.Х. Юсупов, *доктор техн. наук*
Московский государственный агроинженерный университет имени В.П. Горячкина
Т.А. Толмачева, *канд. биол. наук*
Южно-Уральский государственный университет (НИУ), г. Челябинск

ОБЕСПЕЧЕНИЕ МИКРОБИОЛОГИЧЕСКОЙ БЕЗОПАСНОСТИ ПЛОДОВО-ЯГОДНОГО СЫРЬЯ ДЛЯ ХЛЕБОПЕКАРНОЙ ПРОДУКЦИИ ВОЗДЕЙСТВИЕМ ЭНЕРГИЕЙ СВЧ-ПОЛЯ

В современных условиях производство хлебобулочных и кондитерских изделий нуждается в использовании высококачественного экологичного сырья, совершенных технологий и оборудования, обеспечивающих максимальную сохранность полезных и питательных веществ, потребительские свойства изделий, повышение сроков их хранения.

Анализ применяемого сырья показал необходимость применения научно обоснованных методов воздействия и подбора дополнительного сырья с целью регулирования свойств, качества и безопасности продуктов питания из растительного сырья [1].

В производстве хлебобулочных и кондитерских изделий в качестве дополнительного сырья используется курага. Как всякое растительное сырье, курага подвержена микробиологическим и физиологическим процессам, вызывающим ее порчу.

Задача сохранения плодов и продуктов их переработки сводится к регулированию жизненных процессов, лежащих в основе появления порчи.

К порче плодов приводят как биологические процессы, протекающие в сырье, так и жизнедеятельность микроорганизмов. Изменяя условия среды, воздействуя на сырье или на микроорганизмы физическими, биологическими и химическими факторами, можно подавить жизнедеятельность возбудителей порчи и сохранить сырье.

В последние годы нашли широкое применение физические методы [2]. К ним относят: термическую обработку, стерилизацию ультразвуком, обработку токами высокой и сверхвысокой частоты, ультрафиолетовым, красным и синим светом, спектрами лазерного и ионизирующего излучений.

Авторами были проведены исследования по обеззараживанию сухих плодов кураги электротермическим воздействием энергии СВЧ-поля.