





Аналитическое выравнивание временного ряда числа разжижения кукурузной крахмальной смеси

Наталья А. Шмалько ¹	kafedra-tith@ya.ru	 0000-0002-8939-0265
Игорь А. Никитин ²	nikito.igor@gmail.com	 0000-0002-8988-5911
Дарья А. Велина ²	kattim67@gmail.com	 0000-0002-2398-3375
Марс Ф. Хайруллин ²	89049755219@ya.ru	 0000-0003-1697-7281





¹ Кубанский государственный технологический университет, ул. Московская, 2, г. Краснодар, 350072, Россия

² Московский государственный университет технологий и управления им. К.Г. Разумовского (ПКУ), ул. Земляной Вал, 73, г. Москва, 109004, Россия

Аннотация. Статистическое описание развития динамических процессов во времени осуществляется с помощью временных рядов. Для устранения случайных колебаний и построения аналитической функции тренда временного ряда применяется процедура аналитического выравнивания. Выбор вида функции тренда осуществляется методом конечных разностей, расчет параметров тренда – методом наименьших квадратов. Целью данной работы явилось аналитическое выравнивание временного ряда числа разжижения кукурузной крахмальной смеси, полученного в опыте на приборе ПЧП-99. Механизм протекания клейстеризации крахмала с заданной скоростью разжижения в подобных условиях требует дополнительного теоретического и экспериментального изучения. Экспериментально установлено, что в кукурузной крахмальной смеси увеличение доли амилопектинового крахмала приводит при прогреве набухающей водно-крахмальной суспензии к повышению максимальной вязкости образующегося геля. В процессе дальнейшей клейстеризации кукурузной крахмальной смеси с повышением доли амилопектинового крахмала сила геля уменьшается за счет сохранения подвижности молекул воды при переходе в системе золь-гель, что способствует повышению числа разжижения. Расчеты показали, что процесс разжижения крахмального геля можно описать экспоненциальным уравнением тренда: $y = a \cdot e^{bt}$, являющимся частным случаем показательного тренда. Опытные данные не содержат аномальные значения, ошибка аппроксимации регрессионного уравнения тренда временного ряда составляет менее 5 %. Статистическая значимость коэффициентов линеаризованного уравнения тренда доказана в пользу гипотезы существования временного ряда. Полученные оценки уравнения регрессии позволяют использовать его в прогнозных целях, обеспечивая точность до 95,42 % от общей вариабельности числа разжижения при отсутствии автокорреляции остатков первого порядка. Проверка нормальности распределения остаточной компоненты по *RS*-критерию показала адекватность трендовой модели, гипотеза об отсутствии гетероскедастичности по тестам Спирмена и Голдфелда-Квандта принимается.

Ключевые слова: временной ряд, аналитическое выравнивание, клейстеризация, число разжижения, кукурузный крахмал.

Analytical time series alignment liquefaction number of corn starch mixture

Natalya A. Shmal'ko ¹	kafedra-tith@ya.ru	 0000-0002-8939-0265
Igor A. Nikitin ²	nikito.igor@gmail.com	 0000-0002-8988-5911
Daria A. Velina ²	kattim67@gmail.com	 0000-0002-2398-3375
Mars F. Khayrullin ²	89049755219@ya.ru	 0000-0003-1697-7281

¹ Kuban State Technological University, Moskovskaya St., 2, Krasnodar, 350072, Russia

² K.G. Razumovsky Moscow State University of Technologies and Management (The First Cossack University), Zemlyanoy Val, 73, Moscow, 109004, Russia

Abstract. The statistical description of the development of dynamic processes in time is carried out using time series. To eliminate random fluctuations and build an analytical function of the trend of the time series, an analytical alignment procedure is used. The choice of the type of the trend function is carried out by the method of finite differences, the calculation of the trend parameters – by the method of least squares. The purpose of this work was the analytical alignment of the time series of the liquefaction number of the corn starch mixture obtained in the experiment on the PCHP-99 device. The mechanism of starch gelatinization with a given liquefaction rate under such conditions requires additional theoretical and experimental study. Calculations have shown that the process of liquefaction of starch gel corresponds to the exponential trend equation: $y = a \cdot e^{bt}$, which is a particular case of an exponential trend. It has been experimentally established that an increase in the proportion of amylopectin starch in a corn starch mixture leads to an increase in the maximum viscosity of the resulting gel when the swelling water-starch suspension is heated. In the process of further gelatinization of corn starch mixture with an increase in the proportion of amylopectin starch, the strength of the gel decreases due to the preservation of the mobility of water molecules during the transition in the sol-gel system, which contributes to an increase in liquefaction number. Experimental data do not contain anomalous values; the error in approximating the regression equation for the trend of the time series is less than 5 %. The statistical significance of the coefficients of the linearized trend equation is proved in favor of the hypothesis of the existence of a time series. The obtained estimates of the regression equation make it possible to use it for predictive purposes, providing an accuracy of up to 95.42 % of the total variability of the liquefaction number in the absence of autocorrelation of first-order residues. Checking the normality of the distribution of the residual component according to the *RS* test showed the adequacy of the trend model, the hypothesis of the absence of heteroscedasticity according to the Spearman and Goldfeld-Quandt tests is accepted.

Keywords: time series, analytical alignment, gelatinization, liquefaction number, corn starch.

Для цитирования

Шмалько Н.А., Никитин И.А., Велина Д.А., Хайруллин М.Ф. Аналитическое выравнивание временного ряда числа разжижения кукурузной крахмальной смеси // Вестник ВГУИТ. 2022. Т. 84. № 2. С. 179–190. doi:10.20914/2310-1202-2022-2-179-190

For citation

Shmal'ko N.A., Nikitin I.A., Velina D.A., Khayrullin M.F. Analytical time series alignment liquefaction number of corn starch mixture. Vestnik VGUIT [Proceedings of VSUET]. 2022. vol. 84. no. 2. pp. 179–190. (in Russian). doi:10.20914/2310-1202-2022-2-179-190

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License

Введение

Статистическое описание развития динамических процессов во времени осуществляется с помощью временных рядов. «...Временным рядом (или динамическим рядом) называется последовательность значений показателя (или признака), упорядоченная в хронологическом порядке, т. е. в порядке возрастания временного параметра, отдельные же наблюдения временного ряда называются его уровнями...» [1]. Одновременно «...временной ряд рассматривается как одна из реализаций случайного процесса, члены которого, как правило, не являются статистически независимыми и одинаково распределенными... С помощью различных преобразований исходного временного ряда можно изучить его структуру и имеющиеся в нем закономерности, чтобы привести его к виду, пригодному для моделирования, в том числе добиться его стационарности...» [2].

Как отмечают исследователи [3]: «Анализ временных рядов включает широкий спектр разведочных процедур и исследовательских методов, которые ставят две основные цели: определение природы временного ряда и предсказание будущих значений временного ряда по настоящим и прошлым значениям (для целей прогнозирования). Обе эти цели требуют, чтобы модель ряда была идентифицирована и формально описана... Во многих случаях более результативным является применение метода аналитического выравнивания. Содержанием этого метода является то, что основная тенденция развития процесса (*тренд*) рассчитывается как функция времени: $\hat{y}_t = f(t)$. Теоретические уровни \hat{y}_t определяются с использованием той адекватной математической функции, которая наилучшим образом отображает основную тенденцию временного ряда. Подбор адекватной функции тренда обычно осуществляется методом наименьших квадратов [4], при котором минимизируется сумма квадратов отклонений между эмпирическими y_t и теоретическими \hat{y}_t уровнями ряда. Для оценки точности трендовой модели используют коэффициент детерминации R^2 ...», отсюда сама «...трендовая модель адекватна изучаемому процессу и отражает тенденцию его развития во времени при значениях R^2 , близких к 1. Тем самым, подбор математической функции, по которой рассчитываются теоретические уровни ряда, является исследовательской проблемой, требующей своего решения при применении метода аналитического выравнивания. Если выбранный тип математической функции адекватен основной тенденции развития изучаемого процесса, то синтезированная

трендовая модель может иметь полезное применение при изучении его сезонных колебаний, прогнозировании и решении ряда других практических задач...» [5].

Наряду с этим, моделирование технологических объектов (процессов) с нестационарными характеристиками при анализе статистических данных и временных рядов на начальном этапе включает анализ случайных процессов, начиная «...с выяснения состава временных рядов: тренда или долгосрочной тенденции в развитии ряда (например, изменений характеристик процесса вследствие дезактивации катализатора в химической реакции); периодических компонент; интервенций (в том числе, резких изменений характера поведения процесса под воздействием каких-либо причин); стационарности случайного остатка и его свойств» [6]. При этом отмечается, что «...пользоваться трендовыми моделями для краткосрочных и среднесрочных прогнозов следует только при выполнении следующих условий: во-первых, период времени, за который изучается прогнозируемый процесс, должен быть достаточным для выявления закономерностей; во-вторых, трендовая модель в анализируемый период должна развиваться эволюционно; в-третьих, процесс, описываемый временным рядом, должен обладать определенной инерционностью; в-четвертых, автокорреляционная функция временного ряда и его остаточного ряда должна быть быстро затухающей» и т. п. [5].

Целью данной работы явилось аналитическое выравнивание временного ряда экспериментальных значений числа разжижения кукурузной крахмальной смеси, состоящей из образцов нативного и амилопектинового крахмалов.

Механизм протекания клейстеризации крахмала с заданной скоростью разжижения при данных условиях требует дополнительного теоретического и экспериментального изучения. Во-первых, особую роль играет тип структуры крахмала, оказывающий влияние на изменение реологических свойств водной суспензии в процессе клейстеризации, т. е. на параметры плавления гранул крахмала и температуру перехода упорядоченной термодинамической структуры в неупорядоченное состояние [7]. Во-вторых, по мере повышения температуры увеличивается колебание молекул в крахмальных гранулах, разрушая межмолекулярные связи, что приводит к освобождению мест связывания для взаимодействия с молекулами воды посредством водородных связей. Проникновение воды и рост разделения больших длинных цепей крахмальных молекул повышает неупорядоченность в общей структуре, что уменьшает число и размер кристаллических областей [8]. В-третьих, при продолжении нагрева крахмальных гранул в присутствии избытка воды

происходит полная утрата их кристалличности с полной потерей очертаний. Во время клейстеризации гранул крахмала начальное повышение температуры приводит к значительному подъему вязкости крахмальной суспензии, что связывают с набуханием гранул, а затем набухшие крахмальные гранулы разрываются и дезинтегрируют, вызывая снижение вязкости суспензии [9, 10].

Иными словами, в статистическом анализе нестационарного процесса клейстеризации крахмала [11] следует говорить не столько о необходимости изучения температуры клейстеризации [12, 13], сколько о времени (длительности) и режиме прогрева водной суспензии [14, 15], которое требуется, чтобы при некоторой заданной

температуре вызвать определенную фазу клейстеризации, что говорит о необходимости построения временного ряда опытных данных и проведения его аналитического исследования.

Материалы и методы

Материалами исследования послужили производственные образцы кукурузного крахмала: нативного высшего сорта и амилопектинового, соответствующего требованиям ГОСТ 32159–2013 [16] (ООО «НД-техник», г. Светлоград, Россия; регистрационный номер декларации ТС N RU Д-RU. АЯ 21.В.01861). Показатели крахмалов, приведенные в удостоверении о качестве, представлены в таблице 1.

Таблица 1.

Качественные показатели нативного и амилопектинового кукурузных крахмалов

Table 1.

Qualitative indicators of native and amylopectin corn starches

Наименование показателя The name of the indicator	Крахмал нативный The native starch		Крахмал амилопектиновый The amylopectin starch	
	Характеристика и норма The characteristic and norm	Фактическое значение The actual value	Характеристика и норма The characteristic and norm	Фактическое значение The actual value
Внешний вид Appearance	Однородный порошок The homogeneous powder	Соответствует Respond	Однородный порошок The homogeneous powder	Соответствует Respond
Цвет Colour	Белый, допускается желтоватый оттенок White, yellowish tint is allowed	Соответствует Respond	Белый, допускается желтоватый оттенок White, yellowish tint is allowed	Соответствует Respond
Запах Flavour	Свойственный крахмалу, без постороннего запаха Belongs to starch, odorless	Соответствует Respond	Свойственный крахмалу, без постороннего запаха Belongs to starch, odorless	Соответствует Respond
Массовая доля влаги, %, не более Mass fraction of moisture, %, no more	14.0	13.6	16.0	14.4
Массовая доля общей золы в пересчете на сухое вещество, %, не более Mass fraction of total ash in terms of dry matter, %, no more	0.2	0.12	0.3	0.12
Кислотность – объем раствора гидроксида натрия концентрацией 0,1 моль/дм ³ (0,1 н) на нейтрализацию кислот и кислых солей в 100 г. сухого вещества крахмала, см ³ , не более Acidity – the volume of a solution of sodium hydroxide with a concentration of 0.1 mol/dm ³ (0.1 n) for the neutralization of acids and acid salts in 100 g of starch dry matter, cm ³ , no more	20	18	25	16
Массовая доля протеина в пересчете на сухое вещество, %, не более Mass fraction of protein in terms of dry matter, %, no more	0.8	0.4	1.0	0.3
Содержание диоксида серы (SO ₂), мг/кг, не более Content of sulfur dioxide (SO ₂), mg/kg, no more	50	26	50	20
Количество крапин на 1 дм ² ровной поверхности The number of specks on 1 dm ² of a flat surface	300	58	500	50
Примеси других металлов Impurities of other metals	Не допускается Not allowed	Не обнаружены Not detected	Не допускается Not allowed	Не обнаружены Not detected
Цветная реакция с йодом Color reaction with iodine	Не нормируется Not standardized	–	От красной до красно-фиолетовой From red to red-purple	Соответствует Respond

Число разжижения образцов смеси кукурузного крахмала изучали при определении числа падения как «...времени, необходимого для перемешивания водно-мучной суспензии мешалкой и ее падения с верхнего до нижнего положения в вискозиметрической пробирке; при этом опытная суспензия клейстеризуется в результате нагревания ее во время перемешивания в кипящей водяной бане и подвергается разжижению» при реализации стандартного метода [17] на приборе ПЧП-99.

Расчет параметров тренда временного ряда числа разжижения смеси кукурузного крахмала осуществляли методом наименьших квадратов (МНК). Для определения параметров математической функции при анализе тренда в рядах динамики использовали способ отсчета времени от условного начала. Аномальные значения временного ряда выявляли с использованием критерия Ирвина. Качество уравнения тренда оценивали с помощью средней относительной ошибки аппроксимации. Размер погрешности прогноза показателя y рассчитывали с учетом коэффициента несоответствия Тейла. Для измерения тесноты зависимости вычисляли эмпирическое корреляционное отношение. Для выявления силы связи между признаками их критерии оценивали по шкале Чеддока: $0,1 < \eta < 0,3$ – слабая; $0,3 < \eta < 0,5$ – умеренная; $0,5 < \eta < 0,7$ – заметная; $0,7 < \eta < 0,9$ – высокая; $0,9 < \eta < 1$: весьма высокая.

Проверку гипотез относительно коэффициентов линеаризованного уравнения тренда осуществляли по оценке статистической значимости его коэффициентов и коэффициента детерминации. Для анализа коррелированности отклонений использовали статистику Дарбина-Уотсона. Оценка адекватности и точности полученной трендовой модели производили путем проверки нормальности распределения остаточной компоненты по RS -критерию. Проверку наличия гетероскедастичности остатков проводили при помощи тестов Спирмена и Голдфелда–Квандта.

Проверку результатов численного решения системы уравнений МНК и других параметров временного ряда производили при помощи онлайн-калькулятора «Расчет параметров уравнения тренда» (<http://math.semestr.ru/trend/trend.php>).

Результаты

Исходные данные экспериментального определения числа падения кукурузной крахмальной смеси послужили для изучения темпов роста уровня ее числа разжижения (таблица 2).

Таблица 2.

Темпы роста уровня числа разжижения (y_i)

Table 2.

The rate of growth of the level of the liquefaction number

y_i	Δ^1_t	Δ^2_t	Темп роста Growth rate
14	—	—	—
19	5	—	1,357
31	12	7	1,632
36	5	-7	1,161
72	36	31	2,000
109	37	1	1,514
167	58	21	1,532
207	40	-18	1,240
231	24	-16	1,116
273	42	18	1,182
286	13	-29	1,048

В полученном временном ряду аномальных значений по критерию Ирвина не обнаружили (таблица 3), в связи с чем, полученные опытные данные подвергали дальнейшей статистической обработке.

Таблица 3.

Расчетные значения критерия Ирвина для временного ряда

Table 3.

Calculated values of the Irwin criterion for a time series

t	y	$(y_i - y_{cp})^2$ $(y_i - y_{average})^2$	λ
1	14	13774,223	—
2	19	12625,587	0,0476
3	31	10072,86	0,114
4	36	9094,223	0,0476
5	72	3524,041	0,342
6	109	500,132	0,352
7	167	1269,95	0,552
8	207	5720,86	0,381
9	231	9927,405	0,228
10	273	20060,86	0,400
11	286	23912,405	0,124
	1445	110482,545	

Решение системы уравнений МНК (1) с полученными данными имеет вид:

$$\begin{cases} a_0 n + a_1 \sum t = \sum y; \\ a_0 \sum t + a_1 \sum t^2 = \sum yt. \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{cases} 11a + 55 \cdot b = 48,73; \\ 55 \cdot a + 385 \cdot b = 279,75. \end{cases}$$

Из первого уравнения системы выражали a и подставляли во второе уравнение, поскольку $a = 2,788$, $b = 0,328$, отсюда получили уравнение тренда $y = 16,255e^{0,328t}$ с целью произведения вычисления для подстановки в систему уравнений МНК (таблица 4).

Таблица 4.

Вычисления для постановки в систему уравнений МНК

Table 4.

Calculations for setting the least squares method into a system of equations

t	ln(y)	t ²	y ²	t · y
0	2,639	0	6,965	0
1	2,944	1	8,67	2,944
2	3,434	4	11,792	6,868
3	3,584	9	12,842	10,751
4	4,277	16	18,29	17,107
5	4,691	25	22,009	23,457
6	5,118	36	26,194	30,708
7	5,333	49	28,438	37,329
8	5,442	64	29,62	43,539
9	5,609	81	31,466	50,485
10	5,656	100	31,99	56,56
55	48,728	385	228,275	279,748
Ср. знач. Ave value	4,43	35	20,752	25,432

Учитывая, что эмпирические коэффициенты тренда a и b являются лишь оценками теоретических коэффициентов β_i , а само уравнение отражает лишь общую тенденцию в поведении рассматриваемых переменных, установили, что коэффициент тренда $b = 0,328$ показывает среднее изменение результативного показателя (в единицах измерения y) с изменением периода времени t на единицу его измерения. Для изучаемого временного ряда числа разжижения с увеличением t на 1 единицу y изменится в среднем на 0,328. Сравнительная оценка результатов опыта и расчета приведена в таблице 5.

Таблица 5.

Расчетные и опытные значения числа разжижения

Table 5.

Calculated and experimental values of the liquefaction number

t	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Уопыт U _{experience}	14	19	31	36	72	109	167	207	231	273	286
Урасчет U _{calculation}	16	21	31	44	60	84	116	158	224	311	432

Качество уравнения тренда оценивали с помощью средней относительной ошибки аппроксимации:

$$\bar{A} = \frac{\sum |y_i - y_i| : y_i}{n} 100 \% = \frac{0,4868}{11} 100 \% = 4,43 \% \quad (2)$$

Поскольку полученная ошибка меньше 7%, то данное уравнение можно использовать в качестве тренда. Размер погрешности прогноза показателя y по коэффициенту несоответствия Тейла составил

$$K_T = \frac{\sqrt{\sum (y_i - \bar{y})^2}}{\sqrt{\sum y_i^2}} = \frac{0,568}{228,27491671} = 0,00249 \quad (3)$$

Эмпирическое корреляционное отношение по шкале Чеддока получено весьма высокое,

очевидно, что изменение временного периода t существенно влияет на число разжижения y .

$$\eta = \sqrt{\frac{\sum (\bar{y} - y_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}} = \sqrt{\frac{11,854}{12,422}} = 0,977, \quad (4)$$

где $\sum (\bar{y} - y_i)^2 = 12,422 - 0,568 = 11,854$.

Расчетный индекс детерминации равен:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - y_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{0,568}{12,422} = 0,954, \quad (5)$$

т. е. в 95,42% случаев t влияет на изменение параметра y . Другими словами, точность подбора уравнения тренда получена высокая. Для оценки качества параметров уравнения оформили расчетную таблицу (таблица 6).

Таблица 6.

Расчетная таблица параметров уравнения

Table 6.

Calculation table of equation parameters

t	y	y(t)	$\frac{(y_i - y_{cp})^2}{(y_i - y_{average})^2}$	$(y_i - y(t))^2$	$(y_i - y(t)) : y_i$
0	2,6390573296153	2,788	3,207	0,0223	0,0566
1	2,944389791664	3,117	2,206	0,0297	0,0585
2	3,4339872044851	3,445	0,992	0,000121	0,0032
3	3,5835189384561	3,773	0,716	0,036	0,0529
4	4,2766661190161	4,102	0,0234	0,0307	0,041
5	4,6913478822291	4,430	0,0684	0,0684	0,0558
6	5,1179938124168	4,758	0,474	0,13	0,0703
7	5,3327187932654	5,086	0,815	0,0607	0,0462
8	5,4424177105218	5,415	1,025	0,000774	0,00511
9	5,609471795185	5,743	1,392	0,0178	0,0238
10	5,6559918108199	6,071	1,504	0,172	0,0734
		48,728	12,422	0,568	0,487

Точность определения оценок параметров уравнения тренда изучали путем вычисления дисперсии ошибки уравнения и стандартной ошибки уравнения.

Дисперсия ошибки уравнения получилась равной:

$$S_y^2 = \frac{\sum (y_i - y_t)^2}{n - m - 1} = \frac{0,568}{9} = 0,06315 \quad (6)$$

где $m = 1$ – количество влияющих факторов в модели тренда.

Стандартная ошибка уравнения определена как:

$$S_y = \sqrt{S_y^2} = \sqrt{0,06315} = 0,2513 \quad (7)$$

$$S_b = S_y \frac{\sqrt{\sum t^2}}{n \sigma_t} = 0,2513 \frac{\sqrt{385}}{11 \times 3,1623} = 0,142 \quad (8)$$

$$S_a = \frac{S_y}{\sqrt{n} \sigma_t} = \frac{0,2513}{\sqrt{11} \times 3,1623} = 0,024 \quad (9)$$

Проверку гипотез относительно коэффициентов линеаризованного уравнения тренда осуществляли по оценке статистической значимости его коэффициентов и коэффициента детерминации. Статистическую значимость коэффициентов оценивали при помощи t -статистики (критерий Стьюдента), для чего по таблице Стьюдента находили $T_{\text{табл}}$. Для изучаемого тренда $T_{\text{табл}} (n - m - 1; 0,95) = (9; 0,95) = 2,26$.

$$t_a = \frac{a}{S_a} = \frac{2,788}{0,024} = 116,17 > 2,26 \quad (10)$$

Тем самым подтвердили статистическую значимость коэффициента a , поэтому тренд у временного ряда существует.

$$t_b = \frac{b}{S_b} = \frac{0,328}{0,142} = 2,31 > 2,26 \quad (11)$$

Статистическая значимость коэффициента b также подтверждена.

Доверительные интервалы для коэффициентов уравнения тренда с надежностью 95% определены следующие:

$$(b - t_{\text{набл}} \times S_b; b + t_{\text{набл}} \times S_b) \quad (12)$$

$$(0,328 - 2,26 \cdot 0,024; 0,328 + 2,26 \cdot 0,024) = (0,274; 0,382);$$

$$(a - t_{\text{набл}} \times S_a; a + t_{\text{набл}} \times S_a) \quad (13)$$

$$(2,788 - 2,26 \cdot 0,142; 2,788 + 2,26 \cdot 0,142) = (2,467; 3,109).$$

Определение коэффициента детерминации осуществляли при помощи F -статистики и критерия Фишера.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - y_t)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{0,5684}{12,4222} = 0,9542 \quad (14)$$

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{n - m - 1}{m} = \frac{0,9542}{1 - 0,9542} \frac{11 - 1 - 1}{1} = 187,7001 \quad (15)$$

По табличным данным находили критическое значение критерия Фишера $F_{\text{кр}}(1; 9; 0,05) = 5,12$, где m – количество факторов в уравнении тренда ($m = 1$).

Поскольку $F > F_{\text{кр}}$, то коэффициент детерминации и уравнение тренда являются статистически значимыми. В исследуемой ситуации 95,42% от общей вариабельности y объясняется изменением временного параметра, сами параметры модели статистически значимы, и полученные оценки уравнения регрессии позволяют использовать его для прогноза (таблица 7).

Таблица 7.
Экспоненциальный тренд для прогноза уровня числа разжижения

Table 7.
Exponential trend for predicting the level of the liquefaction number

t	y	$y(t)$	$ y - y(t) $
0	2,6390573296153	2,788	0,149
1	2,9444389791664	3,117	0,172
2	3,4339872044851	3,445	0,011
3	3,5835189384561	3,773	0,19
4	4,2766661190161	4,102	0,175
5	4,6913478822291	4,43	0,262
6	5,1179938124168	4,758	0,36
7	5,3327187932654	5,086	0,246
8	5,4424177105218	5,415	0,0278
9	5,609471795185	5,743	0,133
10	5,6559918108199	6,071	0,415

Предпосылкой построения качественной регрессионной модели по МНК является независимость значений случайных отклонений от значений отклонений во всех других наблюдениях, что гарантирует отсутствие коррелированности между любыми отклонениями и, в частности, между соседними отклонениями. В этом случае предусматривается проверка на наличие автокорреляции остатков.

Автокорреляция (или последовательная корреляция) определяется как корреляция между наблюдаемыми показателями, упорядоченными во времени, что применимо для показателей временных рядов. Последствие влияния автокорреляции на точность предсказания модели схоже с последствиями проявления гетероскедастичности, т. е. появления неоднородности наблюдений, выражающейся в неодинаковой (непостоянной) дисперсии случайной ошибки полученной регрессионной модели. Отсюда,

выводы по точности модели только по t - и F -статистикам, определяющих значимость коэффициента регрессии и коэффициента детерминации, могут быть неверными.

Для определения степени автокорреляции вычисляли коэффициент автокорреляции и проверяли его значимость при помощи критерия стандартной ошибки.

$$r_1 \approx \frac{\sum \varepsilon_i \varepsilon_{i-1}}{\sum \varepsilon_i^2} = \frac{0,284}{0,568} = 0,499 \quad (16)$$

$$S_{eY} = \frac{1}{\sqrt{n}} = \frac{1}{\sqrt{11}} = 0,302 \quad (17)$$

Поскольку коэффициент автокорреляции первого порядка r_1 находится в интервале: $-2,26 \cdot 0,302 < r_1 < 2,26 \cdot 0,302$, то можно считать, что данные не показывают наличие автокорреляции первого порядка.

При статистическом анализе уравнения регрессии на начальном этапе проверили выполнение условия статистической независимости отклонений между собой при некоррелированности соседних величин e_i (таблица 8).

Таблица 8.
Статистический анализ обнаружения автокорреляций

Table 8.
Statistical analysis of autocorrelation detection

y	y(x)	$e_i = y - y(x)$	e^2	$(e_i - e_{i-1})^2$
2,639	2,788	-0,149	0,0223	
2,944	3,117	-0,172	0,0297	0,000524
3,434	3,445	-0,011	0,000121	0,026
3,584	3,773	-0,19	0,036	0,0319
4,277	4,102	0,175	0,0307	0,133
4,691	4,43	0,262	0,0684	0,00747
5,118	4,758	0,36	0,13	0,00968
5,333	5,086	0,246	0,0607	0,0129
5,442	5,415	0,0278	0,000774	0,0478
5,609	5,743	-0,133	0,0178	0,026
5,656	6,071	-0,415	0,172	0,0794
			0,568	0,375

Для анализа коррелированности отклонений использовали статистику Дарбина–Уотсона

$$DW = \frac{\sum (e_i - e_{i-1})^2}{\sum e_i^2} = \frac{0,37}{0,57} = 0,66 \quad (18)$$

Критические значения d_1 и d_2 определяли на основе справочной таблицы для требуемого уровня значимости $\alpha = 0,01$ и $0,05$, числа наблюдений $n = 11$ и количества объясняющих переменных $m = 1$.

Автокорреляция отсутствует, когда гипотеза H_0 об отсутствии автокорреляции не отвергается (принимается) при выполнении следующего условия:

$$d_1 < DW \text{ и } d_2 < DW < 4 - d_2 \quad (19)$$

Вопрос об отвержении или принятии гипотезы H_0 остается открытым (область неопределенности критерия):

$$d_1 \leq DW \leq d_2 \text{ или } 4 - d_2 \leq DW \leq 4 - d_1 \quad (20)$$

Принимается альтернативная гипотеза о положительной автокорреляции:

$$0 < DW < d_1 \quad (21)$$

Принимается альтернативная гипотеза об отрицательной автокорреляции:

$$4 - d_1 < DW < 4 \quad (22)$$

В данном случае при уровне значимости $\alpha = 0,01$ вопрос об отвержении или принятии гипотезы H_0 остается открытым (область неопределенности критерия):

$$0,633 \leq 0,66 \leq 1,010.$$

При уровне значимости $\alpha = 0,05$ принимаем альтернативную гипотезу о положительной автокорреляции:

$$0 < 0,66 < 1,08.$$

Далее производили оценку адекватности и точности трендовой модели путем проверки нормальности распределения остаточной компоненты. Методом проверки нормальности закона распределения случайной величины послужил RS -критерий, численно равный отношению размаха вариации случайной величины R к стандартному отклонению S :

$$RS = \frac{\varepsilon_{\max} - \varepsilon_{\min}}{S_e} \quad (23)$$

где $\varepsilon_{\max} = 0,36$ – максимальное значение остатков; $\varepsilon_{\min} = -0,415$ – минимальный уровень ряда остатков; S_e – среднее квадратическое отклонение.

Несмещенная оценка среднее квадратического отклонения получилась равной:

$$S_e = \sqrt{\frac{\sum e^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{0,568}{11-1}} = 0,238 \quad (24)$$

$$RS = \frac{0,36 - (-0,415)}{0,238} = 3,251.$$

Расчетное значение RS -критерия включено в интервал $(2,7-3,7)$, следовательно, выполняется свойство нормального распределения, т. е. изучаемая трендовая модель адекватна по нормальности распределения остаточной компоненты.

Проверку наличия гетероскедастичности остатков производили при помощи тестов Спирмена и Голдфелда–Квандта.

При использовании теста ранговой корреляции Спирмена предполагается, что величина отклонения e_i будет либо повышаться, либо уменьшаться по мере увеличения значений факторной переменной. В таком случае, абсолютные значения отклонений e_i и значения факторного признака x_i могут быть взаимосвязанными, т. е. коррелировать друг с другом.

Для оценки силы связи рассчитывали коэффициент ранговой корреляции Спирмена, для чего вначале присваивали ранги признаку $|e_i|$ (таблица 9) и фактору x . Выполненная матрица рангов приведена в таблице 10.

Таблица 9.
Ранги признака $|e_i|$
Table 9.
Attribute Ranks $|e_i|$

x	$ e_i $	Ранг x , d_x Rank x , d_x	Ранг $ e_i $, d_y Rank $ e_i $, d_y
0	0,149	1	4
10	0,172	2	5
20	0,011	3	1
30	0,19	4	7
40	0,175	5	6
50	0,262	6	9
60	0,360	7	10
70	0,246	8	8
80	0,0278	9	2
90	0,133	10	3
100	0,415	11	11

Результат проверки правильности составления матрицы на основе исчисления контрольной суммы составил

$$\sum x_{ij} = \frac{(1+n)n}{2} = \frac{(1+11)11}{2} = 66 \quad (25)$$

Суммы по столбцам матрицы равны между собой и контрольной сумме, отсюда, матрица составлена правильно.

По результатам расчета вычислили коэффициент ранговой корреляции Спирмена.

$$p = 1 - 6 \frac{\sum d^2}{n^3 - n} = 1 - 6 \frac{148}{11^3 - 11} = 0,33 \quad (26)$$

Связь между признаком $|e_i|$ и фактором x следует признать слабой и прямой.

Таблица 10.
Матрица рангов

Table 10.

Rank matrix

Ранг x , d_x Rank x , d_x	Ранг $ e_i $, d_y Rank $ e_i $, d_y	$(d_x - d_y)^2$
1	4	9
2	5	9
3	1	4
4	7	9
5	6	1
6	9	9
7	10	9
8	8	0
9	2	49
10	3	49
11	11	0
66	66	148

Для проверки нулевой гипотезы о равенстве нулю генерального коэффициента ранговой корреляции Спирмена при конкурирующей гипотезе $H_1: p \neq 0$ при уровне значимости α вычисляли критическую точку:

$$T_{кр} = t(\alpha, \kappa) \sqrt{\frac{1-p^2}{n-2}}, \quad (27)$$

где n – объем выборки; p – выборочный коэффициент ранговой корреляции Спирмена; $t(\alpha, \kappa)$ – критическая точка двусторонней критической области, которую находят по таблице критических точек распределения Стьюдента, по уровню значимости α и числу степеней свободы $k = n - 2$.

В справочной таблице Стьюдента находили фактическое значение критерия $t(\alpha/2, k) = (0,05/2; 9) = 2,685$. Поскольку выполняется условие $T_{кр} > p$, то принимается гипотеза о равенстве нулю коэффициента ранговой корреляции Спирмена.

$$T_{кр} = 2,685 \sqrt{\frac{1-0,33^2}{11-2}} = 0,85.$$

Другими словами, коэффициент ранговой корреляции статистически не значим, поэтому ранговая корреляционная связь между оценками по двум тестам тоже незначима.

Результативная проверка гипотезы H_0 показала отсутствие гетероскедастичности, поскольку $2,685 > 0,85$.

Тест Голдфелда–Кванта осуществляет процедуру тестирования гетероскедастичности случайных ошибок регрессионной модели. В рассматриваемом случае предполагается, что стандартное отклонение $\sigma_i = \sigma(e_i)$ пропорционально значению x_i переменной x в этом наблюдении, т. е.

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 x_i^2, i = 1, 2, \dots, n \quad (28)$$

Процедура проведения теста Голдфелда–Кванта осуществлялась в следующем порядке:

1) все n наблюдений упорядочивались по величине x ;

2) вся упорядоченная выборка после этого разбивалась на три подвыборки размерностей k , $(n - 2k)$, k ;

3) оценивались отдельные регрессии для первой подвыборки (k первых наблюдений) и для третьей подвыборки (k последних наблюдений);

4) для сравнения соответствующих дисперсий строилась соответствующая F -статистика:

$$F = S_3 \div S_1 \quad (29)$$

Построенная F -статистика имеет распределение Фишера с числом степеней свободы

$$v_1 = v_2 = \frac{(n - c - 2 \times m)}{2} \quad (30)$$

5) если выполняется условие $F > F_{кр}$, то гипотеза об отсутствии гетероскедастичности отклоняется.

При предположении об обратной пропорциональности между σ_i и значениями объясняющей переменной статистика Фишера для расчета имеет вид:

$$F = S_1 \div S_3 \quad (31)$$

Для изучаемого тренда упорядочивали все значения по величине x , затем находили размер подвыборки $k = (11 - 2) / 2 \approx 5$, где $c = 4n / 15 = 4 \cdot 11 / 15 \approx 2$. Оценка регрессии для первой подвыборки осуществляли путем

установления параметров уравнения методом наименьших квадратов (1).

Для изучаемых данных система уравнений приобретает вид:

$$\begin{cases} 5a_0 + 10a_1 = 6,01; \\ 10a_0 + 30a_1 = 13,19. \end{cases}$$

Из первого уравнения системы выражали a_0 и подставляли во второе уравнение, откуда получается $a_0 = 0,12$, $a_1 = 0,97$, $S_1 = 0,0415$. Решение регрессии для первой подвыборки приведено в таблице 11.

Таблица 11.

Решение регрессии для первой подвыборки

Table 11.

Regression solution for the first subsample

x	ln(y)	x ²	ln(y) ²	x • ln(y)	y(x)	(y - y(x)) ²
0	0,97	0	0,942	0	2,639	0
1	1,08	1	1,166	1,08	2,964	0,000381
2	1,234	4	1,522	2,467	3,329	0,011
3	1,276	9	1,629	3,829	3,739	0,0243
4	1,453	16	2,112	5,813	4,2	0,00587
10	6,014	30	7,371	13,189	16,871	0,0415

Оценку регрессии для третьей подвыборки осуществляли при нахождении параметров уравнения методом наименьших квадратов (1).

Для изучаемых данных система уравнений имеет вид:

$$\begin{cases} 5a_0 + 40a_1 = 8,46; \\ 40a_0 + 330a_1 = 67,91. \end{cases}$$

Соответственно, как и для предыдущей подвыборки, из первого уравнения выражали a_0 и подставляли во второе уравнение, откуда получали $a_0 = 0,0251$, $a_1 = 1,49$, $S_3 = 0,00824$. Решение регрессии для третьей подвыборки представлено в таблице 12.

Таблица 12.

Решение регрессии для третьей подвыборки

Table 12.

Regression solution for the third subsample

x	ln(y)	x ²	ln(y) ²	x • ln(y)	y(x)	(y - y(x)) ²
6	1,633	36	2,666	9,8	5,163	0,00202
7	1,674	49	2,802	11,7	5,294	0,00151
8	1,694	64	2,870	13,55	5,428	0,000203
9	1,724	81	2,974	15,52	5,566	0,0019
10	1,733	100	3,002	17,33	5,707	0,00261
40	8,458	330	14,314	67,92	27,158	0,00824

Число степеней свободы равно: $v_1 = v_2 = (n - c - 2m) / 2 = (11 - 2 - 2 \cdot 1) / 2 = 3,5$, $F_{кр}(3,5, 3,5) = 7,71$, далее построили обратную F -статистику:

$$F = 0,0415 / 0,00824 = 5,04.$$

Расчеты показали, что $F < F_{кр} = 7,71$, откуда гипотеза об отсутствии гетероскедастичности принимается.

Обсуждение

Полученные в работе опытные данные (таблица 2) совпали с положениями теории регулирования реологических свойств крахмальных

систем [18–20] при составлении смеси из нативного и амилопектинового крахмалов. В опытной кукурузной крахмальной смеси увеличение доли амилопектинового крахмала приводило при прогреве набухающей водно-крахмальной суспензии к повышению максимальной вязкости образующегося геля. В процессе дальнейшей клейстеризации кукурузной крахмальной смеси с повышением доли амилопектинового крахмала сила геля уменьшалась за счет сохранения подвижности молекул воды при переходе в системе золь-гель, что способствовало повышению числа разжижения. Учитывая физическую

природу процесса плавления крахмальных гранул и его характеристики, отраженные в источниках [21, 22], в большей степени поставленной задаче изучения процесса разжижения крахмального геля соответствовало экспоненциальное уравнение тренда: $y = a \cdot e^{bt}$, являющееся частным случаем показательного тренда, приводимое при расчетах уравнения по МНК к виду: $\ln y = \ln a + bt$.

Заключение

Процедура аналитического выравнивания уравнения тренда временного ряда числа разжижения кукурузной крахмальной смеси позволила произвести статистическое описание развития динамического процесса клейстеризации крахмала во временном промежутке. Опытные данные не содержали аномальных значений и служили основой для получения регрессионного уравнения тренда временного ряда с экспоненциальной зависимостью с ошибкой аппроксимации менее 5%.

Проверка гипотез относительно коэффициентов линеаризованного уравнения тренда

показала статистическую значимость гипотезы в пользу существования временного ряда. Всего 95,42% от общей вариабельности числа разжижения объясняется изменением временного параметра, при этом полученные оценки уравнения регрессии позволяют использовать его для прогноза.

При уровне значимости $\alpha = 0,05$ принимается альтернативная гипотеза о положительной автокорреляции, при этом автокорреляция остатков первого порядка отсутствует. Проверка нормальности распределения остаточной компоненты по *RS*-критерию показала адекватность трендовой модели, гипотеза об отсутствии гетероскедастичности по тестам Спирмена и Голдфелда-Квандта принимается.

Благодарности

Исследования выполнялись с использованием оборудования ЦКП «Исследовательский центр пищевых и химических технологий» КубГТУ (СКР_3111), развитие которого поддерживается Министерством науки и высшего образования РФ (Соглашение № 075–15–2021–679).

Литература

- 1 Aue A. Time series: a first course with bootstrap starter. // *Journal of Time Series Analysis*. 2022. V. 43. P. 341–342. doi: 10.1111/jtsa.12606
- 2 Кизбикенов К.О. Прогнозирование и временные ряды. Барнаул: АлтГПУ, 2017.
- 3 Трофимец А.А., Трофимец Е.Н. Аналитическое выравнивание временных рядов: теоретические аспекты // *Актуальные научные исследования в современном мире*. 2021. № 11–3 (79). С. 262–267.
- 4 Низамитдинов А.И., Лашена Т.В. Моделирование временных рядов с помощью метода наименьших квадратов // *Вестник ПИТТУ имени академика М.С. Осими*. 2019. № 4(13). С. 17–27.
- 5 Трофимец А.А., Трофимец Е.Н. Аналитическое выравнивание временных рядов: прикладные аспекты // *Актуальные научные исследования в современном мире*. 2021. № 11–3 (79). С. 256–261.
- 6 Веревкин А.П., Муртазин Т.М. Моделирование производственных процессов на основе когнитивной информации и временных рядов // *Системная инженерия и информационные технологии*. 2022. Т. 4. № 1(8). С. 12–19.
- 7 Fu Z. – Q., Wang L. – J., Zou H., Li D. et al. Studies on the starch–water interactions between partially gelatinized corn starch and water during gelatinization // *Carbohydrate Polymers*, 2014. V. 101. P. 727–732. doi: 10.1016/j.carbpol.2013.09.098
- 8 Xing J. – J., Li D., L. – J. Wang, Adhikari B. Relationship between biphasic endotherms and multi-stage gelatinization of corn starch in excess water // *LWT – Food Science and Technology*, 2017. V. 81. P. 335–342. doi:10.1016/j.lwt.2017.04.012
- 9 Ai Y., Jane J. – I. Gelatinization and rheological properties of starch // *Starch – Stärke*. 2014. V. 67. №. 3–4. P. 213–224. doi:10.1002/star.201400201
- 10 Wang S., Copelan L. Molecular disassembly of starch granules during gelatinization and its effect on starch digestibility: a review // *Food & Function*. 2013. V. 4. P. 1564–1580.
- 11 Yang W.H., Rao M.A. Transient natural convection heat transfer to starch dispersion in a cylindrical container: numerical solution and experiment // *Journal of Food Engineering*, 1998. V. 36. № 4. P. 395–415. doi:10.1016/S0260–8774(98)00069–7
- 12 Xing J. – J., Li D., Wang L. – J., Adhikari B. Temperature thresholds and time-temperature dependence of gelatinization for heat-moisture treated corn starch // *Journal of Food Engineering*. 2018. V. 217. P. 43–49. doi: 10.1016/j.jfoodeng.2017.08.019
- 13 Pérez-Santos D. – M., Velazquez G., Canonico-Franco M., Morales-Sanchez E. et al. Modeling the limited degree of starch gelatinization // *Starch – Stärke*. 2016. V. 68. P. 727–733. doi:10.1002/star.201500220
- 14 Shang M., Chen H., Wang Yu., Li Q. Effect of single and dual heat–moisture treatments on the gelatinization properties and crystalline structure of normal corn starch // *Starch – Stärke*. 2016. V. 68. №. 11–12. P. 1196–1202. doi:10.1002/star.201500350
- 15 Jin N., Kong D., Wang H. Effects of temperature and time on gelatinization of corn starch employing gradient isothermal heating program of rapid visco analyzer // *Journal of Food Process Engineering*. 2019. V. 42. №. 7. P. e13264. doi:10.1111/jfpe.13264
- 16 ГОСТ 32159–2013. Крахмал кукурузный. Общие технические условия. М.: Стандартинформ, 2019. URL: <https://docs.cntd.ru/document/1200104210>
- 17 ГОСТ ISO 3093–2016. Зерно и продукты его переработки. Определение числа падения методом Харберга-Пертена. М.: Стандартинформ, 2019. URL: <https://docs.cntd.ru/document/1200140380>

18 He Y., Lin Y. – L., Chen C., Tsai M. – H. et al. Impacts of Starch and the Interactions Between Starch and Other Macromolecules on Wheat Falling Number // *Comprehensive Reviews in Food Science and Food Safety*. 2019. V. 18. P. 641–654. doi:10.1111/1541-4337.12430

19 Yousefi A., Razavi S.M. Dynamic rheological properties of wheat starch gels as affected by chemical modification and concentration // *Starch – Stärke*. 2015. V. 67. P. 567–576. doi:10.1002/star.201500005

20 Коптелова Е.К., Кузьмина Л.Г., Лукин Н.Д. Влияние влаготермической и экструзионной обработки кукурузного крахмала на его резистентность // *Хранение и переработка сельхозсырья*. 2018. № 1. С. 11–14.

21 Genkina N.K., Kozlov S.S., Martirosyan V.V., Kiseleva V.I. Thermal behavior of maize starches with different amylose/amylopectin ratio studied by DSC analysis // *Starch – Stärke*. 2014. V. 66. P. 700–706. doi:10.1002/star.201300220

22 Katyal M., Singh N., Chopra N., Kaur A. Hard, medium-hard and extraordinarily soft wheat varieties: Comparison and relationship between various starch properties // *International Journal of Biological Macromolecules*. 2019. V. 123. P. 1143–1149. doi: 10.1016/j.ijbiomac.2018.11.192

References

1 Aue A. Time series: a first course with bootstrap starter. *Journal of Time Series Analysis*. 2022. vol. 43. pp. 341–342. doi:10.1111/jtsa.12606

2 Kizbikenov K.O. Forecasting and time series. Barnaul, AltGPU, 2017. (in Russian).

3 Trofimets A.A., Trofimets E.N. Analytical alignment of time series: theoretical aspects. *Actual scientific research in the modern world*. 2021. no. 11–3 (79). pp. 262–267. (in Russian).

4 Nizamutdinov A.I., Lashina T.V. Modeling of time series using the least squares method. *Bulletin of the PITTU named after academician M.S. Oshimi*. 2019. no. 4(13). pp. 17–27. (in Russian).

5 Trofimets A.A., Trofimets E.N. Analytical alignment of time series: applied aspects. *Actual scientific research in the modern world*. 2021. no. 11–3 (79). pp. 256–261 (in Russian).

6 Verevkin A.P., Murtazin T.M. Modeling of production processes based on cognitive information and time series. *System engineering and information technologies*. 2022. vol. 4. no. 1(8). pp. 12–19. (in Russian).

7 Fu Z. – Q., Wang L. – J., Zou H., Li D. et al. Studies on the starch–water interactions between partially gelatinized corn starch and water during gelatinization. *Carbohydrate Polymers*. 2014. vol. 101. pp. 727–732. doi: 10.1016/j.carbpol.2013.09.098

8 Xing J. – J., Li D., L. – J. Wang, Adhikari B. Relationship between biphasic endotherms and multi-stage gelatinization of corn starch in excess water. *LWT – Food Science and Technology*. 2017. vol. 81. pp. 335–342. doi:10.1016/j.lwt.2017.04.012

9 Ai Y., Jane J. – I. Gelatinization and rheological properties of starch. *Starch – Stärke*, 2014. vol. 67. no. 3–4. pp. 213–224. doi:10.1002/star.201400201

10 Wang S., Copelan L. Molecular disassembly of starch granules during gelatinization and its effect on starch digestibility: a review. *Food & Function*. 2013. vol. 4. pp. 1564–1580.

11 Yang W.H., Rao M.A. Transient natural convection heat transfer to starch dispersion in a cylindrical container: numerical solution and experiment. *Journal of Food Engineering*. 1998. vol. 36. no. 4. pp. 395–415. doi:10.1016/S0260-8774(98)00069-7

12 Xing J. – J., Li D., Wang L. – J., Adhikari B. Temperature thresholds and time-temperature dependence of gelatinization for heat-moisture treated corn starch. *Journal of Food Engineering*. 2018. vol. 217. pp. 43–49. doi: 10.1016/j.jfoodeng.2017.08.019

13 Pérez-Santos D. – M., Velazquez G., Canonico-Franco M., Morales-Sanchez E. et al. Modeling the limited degree of starch gelatinization. *Starch – Stärke*. 2016. vol. 68. pp. 727–733. doi:10.1002/star.201500220.

14 Shang M., Chen H., Wang Yu., Li Q. Effect of single and dual heat–moisture treatments on the gelatinization properties and crystalline structure of normal corn starch. *Starch – Stärke*. 2016. vol. 68. no. 11–12. pp. 1196–1202. doi: 10.1002/star.201500350

15 Jin N., Kong D., Wang H. Effects of temperature and time on gelatinization of corn starch employing gradient isothermal heating program of rapid visco analyzer. *Journal of Food Process Engineering*. 2019. vol. 42. no. 7. pp. e13264. doi: 10.1111/jfpe.13264

16 State Standard 32159–2013. Maize starch. General specifications. Moscow, Standartinform Publ., 2019. Available at: <https://docs.cntd.ru/document/1200104210> (in Russian).

17 State Standard ISO 3093–2016. Grain crops and products of their processing. Determination of the falling number according to Hagberg-Perten. Moscow, Standartinform Publ., 2019. Available at: <https://docs.cntd.ru/document/1200140380> (in Russian).

18 He Y., Lin Y. – L., Chen C., Tsai M. – H. et al. Impacts of Starch and the Interactions Between Starch and Other Macromolecules on Wheat Falling Number. *Comprehensive Reviews in Food Science and Food Safety*. 2019. vol. 18. pp. 641–654. doi: 10.1111/1541-4337.12430

19 Yousefi A., Razavi S.M. Dynamic rheological properties of wheat starch gels as affected by chemical modification and concentration. *Starch – Stärke*. 2015. vol. 67. pp. 567–576. doi:10.1002/star.201500005


20 Коптелова Е.К., Кузьмина Л.Г., Лукин Н.Д. Influence of moisture-thermal and extrusion processing of corn starch on its resistance. *Storage and processing of agricultural raw materials*. 2018. no. 1. pp. 11–14. (in Russian).

21 Genkina N.K., Kozlov S.S., Martirosyan V.V., Kiseleva V.I. Thermal behavior of maize starches with different amylose/amylopectin ratio studied by DSC analysis. *Starch – Stärke*. 2014. vol. 66. pp. 700–706. doi:10.1002/star.201300220


22 Katyal M., Singh N., Chopra N., Kaur A. Hard, medium-hard and extraordinarily soft wheat varieties: Comparison and relationship between various starch properties. *International Journal of Biological Macromolecules*. 2019. vol. 123. pp. 1143–1149. doi: 10.1016/j.ijbiomac.2018.11.192

Сведения об авторах


Наталья А. Шмалько к.т.н., доцент, кафедра пищевой инженерии, Кубанский государственный технологический университет, ул. Московская, 2, г. Краснодар, 350072, Россия, kafedra-tith@ya.ru

 <https://orcid.org/0000-0002-8939-0265>


Игорь А. Никитин д.т.н., доцент, заведующий кафедрой биотехнологий продуктов питания из растительного и животного сырья, Московский государственный университет технологий и управления им. К.Г. Разумовского (Первый казачий университет), ул. Земляной Вал, 73, г. Москва, 109004, nikito.igor@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-8988-5911>

Дарья А. Велина младший научный сотрудник, кафедра биотехнологий продуктов питания из растительного и животного сырья, Московский государственный университет технологий и управления им. К.Г. Разумовского (Первый казачий университет), ул. Земляной Вал, 73, г. Москва, 109004, Россия, kattim67@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-2398-3375>

Марс Ф. Хайруллин к.т.н., ведущий научный сотрудник, отдел комплексных научных исследований, Московский государственный университет технологий и управления им. К.Г. Разумовского (Первый казачий университет), ул. Земляной Вал, 73, г. Москва, 109004, Россия, 89049755219@ya.ru

 <https://orcid.org/0000-0003-1697-7281>

Вклад авторов


Все авторы в равной степени принимали участие в написании рукописи и несут ответственность за плагиат

Конфликт интересов


Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Information about authors


Natalya A. Shmal'ko Cand. Sci. (Engin.), associate professor, food engineering department, Kuban State Technological University, Moskovskaya St., 2, Krasnodar, 350072, Russia, kafedra-tith@ya.ru

 <https://orcid.org/0000-0002-8939-0265>


Igor A. Nikitin Dr. Sci. (Chem.), associate professor, head of department of biotechnology of food products from plant and animal raw materials, K.G. Razumovsky Moscow State University of Technologies and Management (The First Cossack University), Zemlyanoy Val, 73, Moscow, 109004, Russia, nikito.igor@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-8988-5911>

Daria A. Velina junior researcher, biotechnology of food products from plant and animal raw materials department, K.G. Razumovsky Moscow State University of Technologies and Management (The First Cossack University), Zemlyanoy Val, 73, Moscow, 109004, Russia, kattim67@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-2398-3375>

Mars F. Khayrullin Cand. Sci. (Engin.), leading researcher, integrated research department, K.G. Razumovsky Moscow State University of Technologies and Management (The First Cossack University), Zemlyanoy Val, 73, Moscow, 109004, Russia, 89049755219@ya.ru

 <https://orcid.org/0000-0003-1697-7281>

Contribution

All authors are equally involved in the writing of the manuscript and are responsible for plagiarism

Conflict of interest

The authors declare no conflict of interest.

Поступила 09/03/2022	После редакции 13/04/2022	Принята в печать 12/05/2022
Received 09/03/2022	Accepted in revised 13/04/2022	Accepted 12/05/2022