

# 干热处理提高脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆品质及其 制备工艺条件优化

董思远<sup>1</sup>, 高玮<sup>1</sup>, 张舒宁<sup>1</sup>, 徐家豪<sup>1</sup>, 曹凤<sup>1</sup>, 郝健<sup>2</sup>, 钟先锋<sup>1,3</sup>, 黄桂东<sup>1,3\*</sup>

(1. 佛山科学技术学院食品科学与工程学院, 广东佛山 528231)

(2. 深圳市诚致生物开发有限公司, 广东深圳 518132)

(3. 广东省传统发酵食品工程技术研究中心, 广东省食品流通安全控制工程技术研究中心, 佛山市酿造工程技术研究中心, 佛山市农业生物制造工程技术研究中心, 佛山市食品非热加工工程技术研究中心, 广东佛山 528231)

**摘要:** 该研究以脱皮亚麻籽仁为主要原料, 以可溶性蛋白得率,  $L^*$ 为指标, 在单因素基础上研究了液料比、小苏打用量、磨浆温度、烘烤时间、烘烤温度、磨浆次数对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响, 通过 Plackett-Burman 设计筛选、Box-Behnken 设计优化脱皮亚麻籽仁原浆制备工艺, 为脱皮亚麻籽仁饮料提供优质原料。响应面结果显示回归模型建立的回归方程拟合性好, 由该模型得到的脱皮亚麻籽仁原浆最佳工艺为: 磨浆温度为 50 °C, 料液比为 1:8 g/mL, 食用小苏打用量为 0.25%, 烘烤时间为 45 s, 烘烤温度为 120 °C, 磨浆次数为 1 次豆浆机粗磨+1 次胶体磨。实际值为可溶性蛋白得率为 70.15%,  $L^*$ 为 77.32。试验结果与理论值相近, 其相对误差为 0.046%和 0.012%, 制备出来的原浆细腻乳白色, 有烘烤香气, 说明适当的干热处理可以提高脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆的品质和营养价值。

**关键词:** 脱皮亚麻籽仁; 干热处理; 响应面; 原料

文章编号: 1673-9078(2022)05-152-164

DOI: 10.13982/j.mfst.1673-9078.2022.5.0762

## Improvement of the Quality of Dehulled Flaxseed Protein Puree Beverage by Dry Heat Treatment and Optimization of Its Preparation Conditions

DONG Siyuan<sup>1</sup>, GAO Wei<sup>1</sup>, ZHANG Shuning<sup>1</sup>, XU Jiahao<sup>1</sup>, CAO Feng<sup>1</sup>, HAO Jian<sup>2</sup>, ZHONG Xianfeng<sup>1,3</sup>,  
HUANG Guidong<sup>1,3\*</sup>

(1.College of Food Science and Engineering, Foshan University of Science and Technology, Foshan 528231, China)

(2.Chengzhi Biological Development Co. Ltd., Shenzhen 518132, China)

(3.Research on Traditional Fermented Food Engineering Technology in Guangdong Province, Guangdong Food Safety Control Engineering Technology Research Center, Foshan Brewing Engineering Technology Research Center, Foshan Agricultural Biological Manufacturing Engineering Technology Research Center, Foshan Food Non-Thermal Processing Engineering Technology Research Center, Foshan 528231, China)

**Abstract:** In this study, dehulled flaxseed kernels were used as the main raw material, and soluble protein yield and  $L^*$  were used as indicators. The effects of liquid-material ratio, baking soda dosage, grinding temperature, baking time, baking temperature and number of grinding on the quality of dehulled flaxseed puree beverage were studied on the basis of single factor experiments. The preparation process of

引文格式:

董思远,高玮,张舒宁,等.干热处理提高脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆品质及其制备工艺条件优化[J].现代食品科技,2022,38(5):152-164

DONG Siyuan, GAO Wei, ZHANG Shuning, et al. Improvement of the quality of dehulled flaxseed protein puree beverage by dry heat treatment and optimization of its preparation conditions [J]. Modern Food Science and Technology, 2022, 38(5): 152-164

收稿日期: 2021-07-19

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (32072198); 广东省自然科学基金项目 (2020A1515011444); 广东省教育厅重点领域专项 (2020ZDZX1029; 2020ZDZX104); 佛山市科技奖培育入库项目 (2020001003715)

作者简介: 董思远 (1996-), 男, 硕士研究生, 研究方向: 食品加工与安全, E-mail: 1053976617@qq.com

通讯作者: 黄桂东 (1978-), 女, 博士, 研究员, 研究方向: 食品营养与加工, E-mail: guidongh78@126.com

dehulled flaxseed kernel puree was optimized through Plackett-Burman design screening and Box-Behnken design to provide high-quality raw materials for dehulled flaxseed kernel beverage. The results of response surface methodology showed that the regression equation established by the regression model had a good fit to the data, and the optimal process of dehulled flaxseed kernel puree obtained from this model was as follows: grinding temperature 50 °C, material-to-liquid ratio 1:8 g/mL, amount of edible baking soda 0.25%, baking time 45 s, baking temperature 120 °C, and coarse grinding once with a soybean milk machine plus fine grinding once with a colloid mill. The actual soluble protein yield was 70.15% and  $L^*$  was 77.32. The experimental results were similar to the theoretical values, with the relative errors being 0.046% and 0.012%, respectively. The prepared puree was fine and milky white with roasted aroma, indicating that proper dry heat treatment could improve the quality and nutritional value of the puree of dehulled flaxseed protein beverage.

**Key words:** dehulled flaxseed kernels; dry heat treatment; response surface; raw materials

近年来,随着“植物蛋白基食品”研究浪潮的兴起<sup>[1]</sup>,植物蛋白饮料发展势头迅猛,目前市场上的植物蛋白饮料大都是大豆、花生、核桃、杏仁等传统植物原料生产的产品,亟需开发具有更高营养价值的新种植物蛋白饮料,以丰富市场产品种类。亚麻籽仁因其富含亚麻酸、蛋白质和膳食纤维等多种营养成分<sup>[2]</sup>,而具有预防心脑血管疾病<sup>[3]</sup>、预防糖尿病<sup>[4]</sup>、增强免疫力<sup>[5]</sup>等多种生物活性。目前已有学者将亚麻籽开发成蛋白饮料,如郑岩<sup>[6]</sup>和邹寅等<sup>[7]</sup>分别对亚麻籽仁植物蛋白饮料制备工艺和亚麻籽粕多肽饮料的制备进行了研究,两款饮料都具有降血脂,免疫调节等功效。由此可见,亚麻籽类蛋白饮料具有较好的开发利用价值。

干热处理已成为部分蛋白饮料加工中重要的前处理方法,其对蛋白饮料原浆色泽、营养物质及风味有重要影响。如吴达雄等<sup>[8]</sup>采用烘烤方法对杏仁进行前处理后,相关氧化酶钝化失活,制得的新型双蛋白杏仁乳饮料外观乳白细腻,同时带有杏仁烘烤香气,且制作时间短、成本低;李伟等<sup>[9]</sup>也采用烘烤方式对花生进行预处理后,既能使花生牛奶饮料避免了豆腥味,同时产生了具有令人可接受的香味,生产成本也较低。由此可见,干热处理是一种比较适合提高蛋白饮料品质的前处理方法。

因为亚麻籽仁外皮中含有生氰糖苷(机体摄入后可降解为有毒的HCN)<sup>[10]</sup>,所以经过脱皮处理的亚麻籽仁不仅能提高蛋白得率,同时达到脱毒目的。鉴此,本研究选用了金属离子、蛋白质含量等<sup>[11]</sup>均符合制备植物蛋白饮料要求,且具有优良营养价值的脱皮亚麻籽仁为原料,探究干热处理对脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆蛋白含量、固形物含量和色泽的影响,并通过Plackett-Burman设计筛选、Box-Behnken设计优化了脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆制备工艺,以获得较高品质的亚麻籽仁蛋白饮料原浆,为高品质亚麻籽仁蛋白饮料制备提供前提条件,同时为干热处理技术在植物蛋白原浆应用中提供理论依据和借鉴。

## 1 材料与方法

### 1.1 材料与试剂

脱皮亚麻籽仁,深圳市某生物开发有限公司提供;牛血清白蛋白标准品、5X考马斯亮蓝G-250,购自索莱宝有限公司;食用小苏打,购自上海枫未实业有限公司。

### 1.2 仪器与设备

DJ13B-D08EC 豆浆机,九阳股份有限公司;ME2002 分析天平,梅特勒-托利多仪器(上海)有限公司;HWS-12 恒温水浴锅,上海一恒有限公司;722 型紫外分光光度计,上海菁华科技仪器有限公司;数字食品温度计,温州米特尔智能科技有限公司;胶体磨,廊坊市顶天轻工机械有限公司;CR-400 色差仪,柯尼卡美能达有限公司。

### 1.3 试验设计

#### 1.3.1 脱皮亚麻籽仁饮料原浆制备工艺流程

烘烤:称取脱皮亚麻籽仁 100 g,于 90~210 °C 烘烤数秒;

磨浆:将脱皮亚麻籽仁按照合适的料液比(1:6~1:14 g/mL),放入一定温度(30 °C~70 °C)的食用小苏打溶液(0%~1.0%)中,于豆浆机和胶体磨进行磨浆;

过滤除渣:磨浆后,使用 120 目滤网进行过滤,除去脱皮亚麻籽仁渣,得到脱皮亚麻籽仁饮料原浆。

#### 1.3.2 评价指标测定方法

##### 1.3.2.1 可溶性蛋白得率的测定

采用考马斯亮蓝法,结合王孝平<sup>[12]</sup>和柳荫等<sup>[13]</sup>等的研究方法略做修改。

标准曲线的绘制:取 5 支试管,加入 0、0.04、0.08、0.12、0.16、0.2 mL 的 0.05 mg/mL 标准蛋白质溶液,补水至 1.0 mL。然后各加入 5 mL 1 X 考马斯亮蓝试剂,

充分振荡混合(振荡次数保持一致),静止 3 min 后在波长 595 nm 处,以 0 mL 为空白,测定各管的吸光度值,连续 3 次试验求平均值。以标准蛋白质浓度(X)为横坐标,吸光度值(Y)为纵坐标绘制蛋白标准曲线<sup>[14]</sup>,如图 1。可以看出,标准蛋白含量与吸光度呈线性关系,测得的回归方程为  $y=5.6936x+0.0087$  ( $R^2=0.9991$ ),说明标准品浓度在 0~0.2 mg/mL 范围与被测物质质量浓度呈现良好的线性关系。

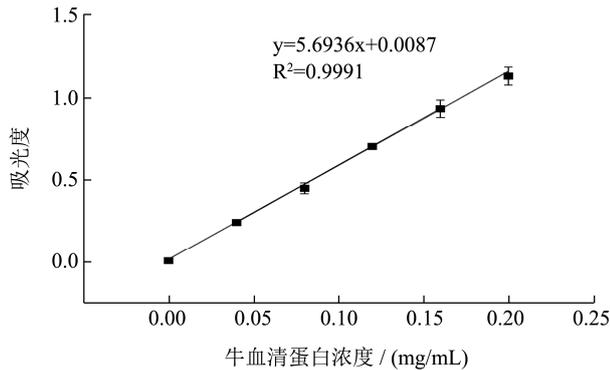


图 1 蛋白标准曲线

Fig.1 Protein standard curve

1.3.2.2 脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性蛋白得率计算  
参考张永芳等<sup>[15]</sup>的方法略做修改,取原浆 1.0 mL 于 100 mL 容量瓶进行稀释,加入考马斯亮蓝溶液后,比色测定出吸光度,代入得出的回归方程,求出相对

应的蛋白质的含量,然后根据式(1)进行计算,得出可溶性蛋白得率。

$$\text{可溶性蛋白得率} / \% = \frac{m_1}{m_2} \times 100\% \quad (1)$$

式中:

$m_1$ —脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性蛋白质量, g/100 g;

$m_2$ —脱皮亚麻籽仁蛋白质量, 21.6 g/100 g<sup>[11]</sup>。

1.3.2.3 脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性固形物含量的测定

可溶性固形物含量是食品工业饮料评价的一个重要参数<sup>[16]</sup>,主要包括膳食纤维、糖、维生素等,该指标能表示脱皮亚麻籽仁饮料原浆中溶解的营养成分含量。所以脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性固形物含量参考 GB/T 12143-2008<sup>[17]</sup>测定。

1.3.2.4 脱皮亚麻籽仁饮料原浆色度值的测定

饮料的外观是影响饮料品质重要因素之一,而干热处理会影响饮料感官品质,如饮料的颜色等。所以饮料原浆色度值的测定参考张磊<sup>[18]</sup>的研究方法略做修改,将适量原浆置于玻璃比色皿中,以透射模式测定样品,得到 CIELAB 颜色参数,其中  $L^*$  表示亮度,  $a^*$  表示绿色(-)到红色(+)轴上的色调,  $b^*$  表示蓝色(-)到黄色(+)轴上的色调<sup>[19]</sup>,所有测定重复三次。

1.3.3 单因素试验设计

表 1 单因素试验设计

Table 1 Single factor trial design

因素	烘烤时间/s	烘烤温度/°C	料液比/(g/mL)	小苏打用量/%	磨浆温度/°C	磨浆次数/次
水平	15	90	1:6	0	30	1 粗
	30	120	1:8	0.25	40	1 粗+1 细
	45	150	1:10	0.5	50	1 粗+2 细
	60	180	1:12	0.75	60	2 粗+2 细
	75	210	1:14	1.0	70	2 粗+3 细

表 2 Plackett-Burman 试验设计因素及水平

Table 2 Plackett-Burman test design factors and levels

水平	因素					
	A 液料比/(mL/g)	B 小苏打用量/%	C 磨浆温度/°C	D 烘烤时间/s	E 烘烤温度/°C	F 磨浆次数/次
-1	8:1	0	40	30	120	1
1	12:1	0.5	60	60	180	3

为得到高品质的脱皮亚麻籽仁饮料原浆,以可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量和原浆色度值为指标,对脱皮亚麻籽仁饮料原浆制作工艺中烘烤时间(15、30、45、60 和 75 s)、烘烤温度(90、120、150、180 和 210 °C)、料液比(1:6、1:8、1:10、1:12 和 1:14 g/mL)<sup>[20]</sup>、小苏打用量(0%、0.25%、0.5%、0.75% 和 1.0%)<sup>[21]</sup>、磨浆温度(30、40、50、60 和 70 °C)、磨浆次数(1 粗磨、1 粗磨+1 细磨、1 粗磨+2 细磨、2 粗磨+2

细磨、2 粗磨+3 细磨)进行单因素试验,细磨的作用是使浆液籽粒细化,以便使可溶性蛋白最大限度地溶解出来<sup>[22]</sup>,且为后续筛选和优化试验奠定基础。各因素水平表如表 1 所示。

1.3.4 Plackett-Burman 法筛选影响脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的关键因素

为了得到对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质影响显著的因素,本研究采用了 Plackett-Burman 试验设计进行

筛选, 选取了试验次数  $N=12$  的试验设计, 对液料比 ( $A$ )、小苏打用量 ( $B$ )、磨浆温度 ( $C$ )、烘烤时间 ( $D$ )、烘烤温度 ( $E$ )、磨浆次数 ( $F$ ) 6 个因素进行考察, 同时设定  $G$  一系列虚拟变量以考察试验误差, 每个单因素分别选取低、高水平<sup>[23]</sup>, 响应值为可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量和脱皮亚麻籽仁原浆的  $L^*$  为指标。具体试验设计见表 2。

### 1.3.5 Box-Behnken 响应面法优化脱皮亚麻籽仁饮料原浆制备工艺

经 Plackett-Burman 试验筛选, 得到了 3 个显著影响脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的因素, 分别是液料比 ( $A$ )、烘烤温度 ( $E$ )、磨浆次数 ( $F$ )。随后, 采用 Box-Behnken 响应面法对此制备工艺进一步优化。鉴于前期研究中, 可溶性固形物含量模型 ( $p>0.05$ ), 判断模型不显著。所以设计了以液料比 ( $A$ )、烘烤温度 ( $B$ )、磨浆次数 ( $C$ ) 为自变量, 以可溶性蛋白得率、原浆的  $L^*$  为因变量的 17 个处理组 (表 3)。

表 3 Box-Behnken 响应面设计因素及水平

Table 3 Design factors and levels of Box-Behnken response surface

因素	水平		
	-1	0	1
A 液料比/ (mL/g)	8:1	10:1	12:1
B 烘烤温度/°C	120	150	180
C 磨浆次数/次	1	2	3

### 1.3.6 数据处理

数据结果重复测定 3 次及以上, 以  $\bar{x} \pm s$  表示, 且用 SPSS 23.0 软件进行 ANOVA 显著性差异分析, 并用 Origin 2018 软件绘图。响应面图采用 Design-Expert 10.0.7 进行分析。

## 2 结果与讨论

### 2.1 单因素试验结果与分析

#### 2.1.1 烘烤时间对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

由图 2 可知, 随着烘烤时间延长, 可溶性蛋白得率显著增加 ( $p<0.05$ ), 这是因为随着升温原浆体系黏度下降、传质速度增大<sup>[24]</sup>, 分子的扩散速率增加, 从而使得率增大。在烘烤时间为 45 s 时得率最高, 达到 45%。烘烤时间继续延长, 得率发生下降, 这是因为烘烤导致蛋白质与亚麻籽仁基质中的其他组分形成复合物<sup>[25]</sup>, 从而降低蛋白得率。另外随着烘烤时间延长, 可溶性固形物含量下降, 这是因为 11~12 s 亚麻仁蛋白构象的二硫键和二硫-巯基相互作用, 经过加热会使

蛋白质聚集<sup>[26]</sup>从而导致可溶性降低, 进而造成可溶性固形物含量下降。然而随着时间延长, 在 15~30 s 原浆的亮度值  $L^*$  显著增加 ( $p<0.05$ ), 原浆接近乳白色。继续增加烘烤时间, 原浆亮度值  $L^*$  无显著变化 ( $p>0.05$ ), 是因为烘烤过度会使亚麻蛋白变性和油脂氧化, 从而使原浆褪色。同样, 原浆的黄色值  $b^*$  在 15~30 s 显著增加, 在 30 s 后  $b^*$  下降, 这是由于脱皮亚麻籽仁中的一种必需脂肪酸  $\alpha$ -亚麻酸<sup>[27]</sup> 遇到高温发生脂肪氧化反应从而降低原浆的黄色值。最后原浆的绿色值  $a^*$  在 15~30 s 无显著变化 ( $p>0.05$ ), 在 30~45 s 显著增加 ( $p<0.05$ ), 在 45 s 之后与  $b^*$  呈相同的趋势, 经过烘烤处理造成原浆的色泽变化, 一方面因为在高温下发生美拉德反应和焦糖化反应; 另一方面可能与多酚类以及黄酮类等呈色物质含量变化有关<sup>[28]</sup>。

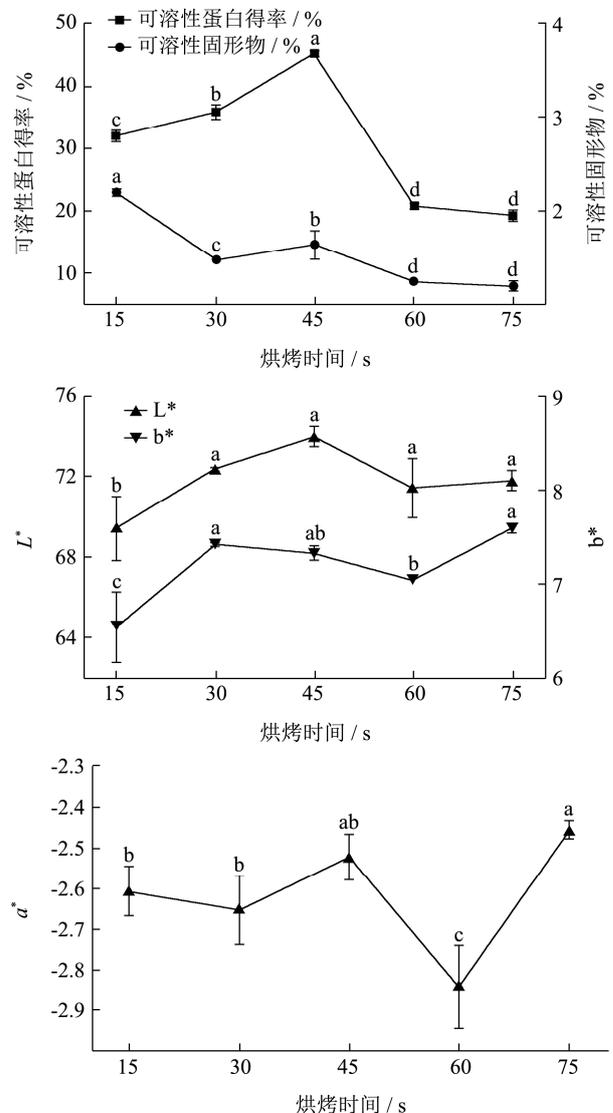


图 2 烘烤时间对可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量、色度值的影响

Fig.2 Effect of baking time on soluble protein yield, soluble solids and chromaticity

### 2.1.2 烘烤温度对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

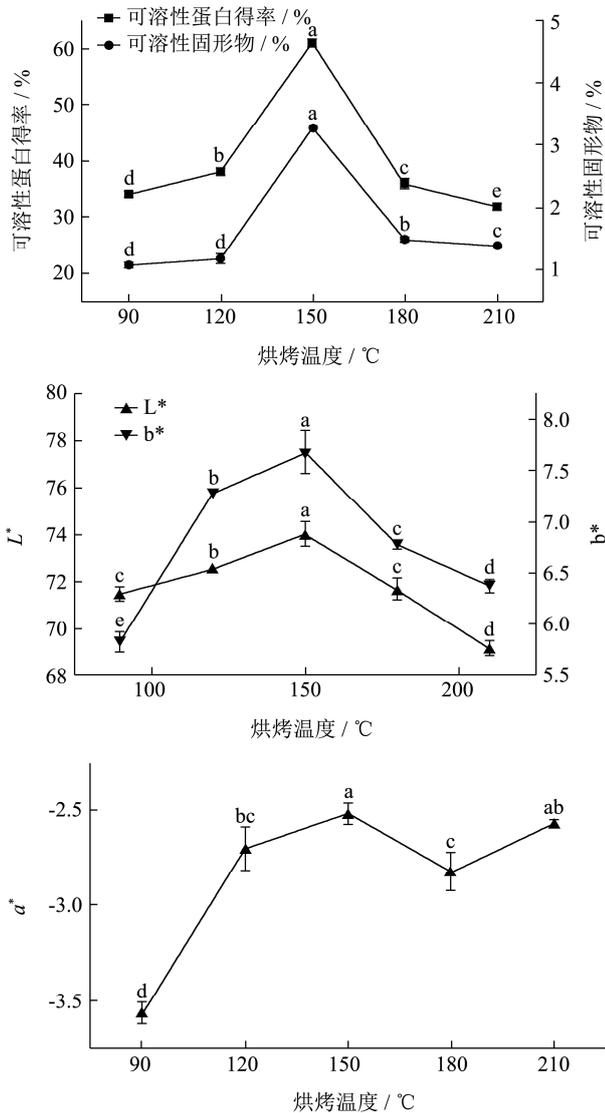


图3 烘烤温度对可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量、色度值的影响

Fig.3 Effect of baking temperature on soluble protein yield, soluble solids and chromaticity

由图3可知,可溶性蛋白得率随着烘烤温度升高,呈先升高后降低的趋势,烘烤温度为150 °C时得率最高。烘烤温度过高或过低,不利于亚麻蛋白的溶出。这是因为随着烘烤温度逐渐升高,亚麻蛋白变性,导致油脂和蛋白质的紧密结合状态被破坏,同时细胞壁的渗透性增加<sup>[29]</sup>,使得率增加。但当烘烤温度过高时,高温会使原料容易焦化,导致得率下降<sup>[30]</sup>。烘烤温度升温,可溶性固形物含量与蛋白得率趋势相同,这是因为烘烤温度过高会使脱皮亚麻籽仁中的部分可溶性膳食纤维和矿物质在超过150 °C时会由于脱水而逐渐焦化,进而被破坏。而L\*和b\*也与可溶性固形物含量趋势相同,这是因为烘烤过度会使脱皮亚麻籽仁的可

溶性固形物脱水而焦化,从而使原浆的亮度值L\*和黄色度b\*下降。而随着烘烤温度升高,原浆的绿色值a\*呈先下降后上升再下降的趋势,这是因为烘烤过度原浆发生美拉德反应和脂肪氧化反应导致绿色值下降。

### 2.1.3 料液比对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

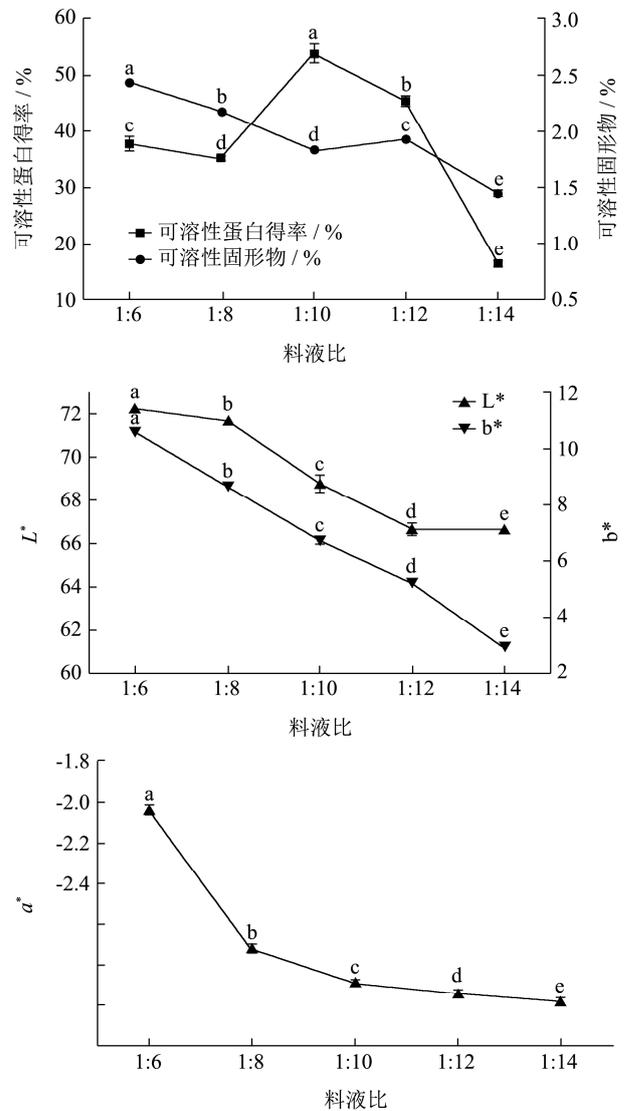


图4 料液比对可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量、色度值的影响

Fig.4 Effect of material/liquid ratio on soluble protein yield, soluble solids and chromaticity

由图4可知,在料液比由1:6增加到1:8时,可溶性蛋白含量较少,蛋白质与水没有得到完全水合,还无法完全磨透,影响了亚麻蛋白的提取,蛋白质随着仁渣流失。当水与脱皮亚麻籽仁的液料比为1:10时,可溶性蛋白得率达到最高。而液料比从1:12增加到1:14时<sup>[31]</sup>,蛋白质溶出达到饱和,蛋白浓度随着用水量的增多而被稀释,从而使蛋白得率下降,而且在生产设计中用水量不能任意增加,还应该考虑产品浓

度和最终蛋白含量的要求。此外，由于水的稀释，可溶性固形物含量随着料水比的增加而减少，说明在料液比超过 1:6 时用水量增多会稀释可溶性固形物含量的浓度。随着料液比的提高，原浆的亮度值  $L^*$  和黄色值  $b^*$ ，绿色值  $a^*$  呈一直下降的趋势，这是因为用水量增多会稀释了原浆中可溶性固形物浓度，从而降低原浆的色度值。

### 2.1.4 小苏打用量对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

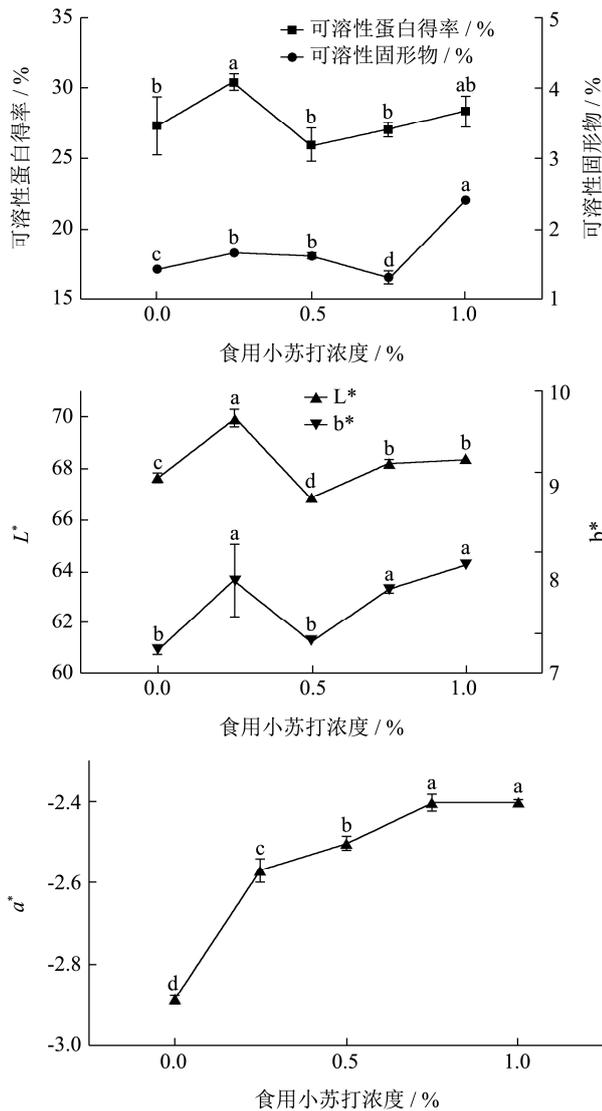


图5 小苏打用量对可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量、色度值的影响

Fig.5 Effect of baking soda content on soluble protein yield, soluble solids and chromaticity

由图5可知，溶液中的碱过低，导致蛋白质不能溶解到碱液里。而溶液 pH 升高会使蛋白质水解成小分子多肽或者水解成氨基酸更加明显，使得率显著上升，但是过高的碱浓度会使部分蛋白质发生变性<sup>[32]</sup>。这是因为小苏打起到助溶剂、软化剂的作用，同时使 pH 升高，

能提高蛋白溶解度，使非水溶性蛋白质转化为水溶性蛋白质，从而提高了原浆的蛋白质含量<sup>[33]</sup>。随着小苏打浓度增加，总体来说，可溶性固形物含量和原浆的色度值均呈上升的趋势，因为脱皮亚麻籽仁结构由于碳酸氢钠溶液处理而被软化，这将有助于内容物离开脱皮亚麻籽仁内部并增加原浆的丰满度。在小苏打浓度为 0.25% 时，原浆的可溶性蛋白得率和亮度值  $L^*$  最高。

### 2.1.5 磨浆温度对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

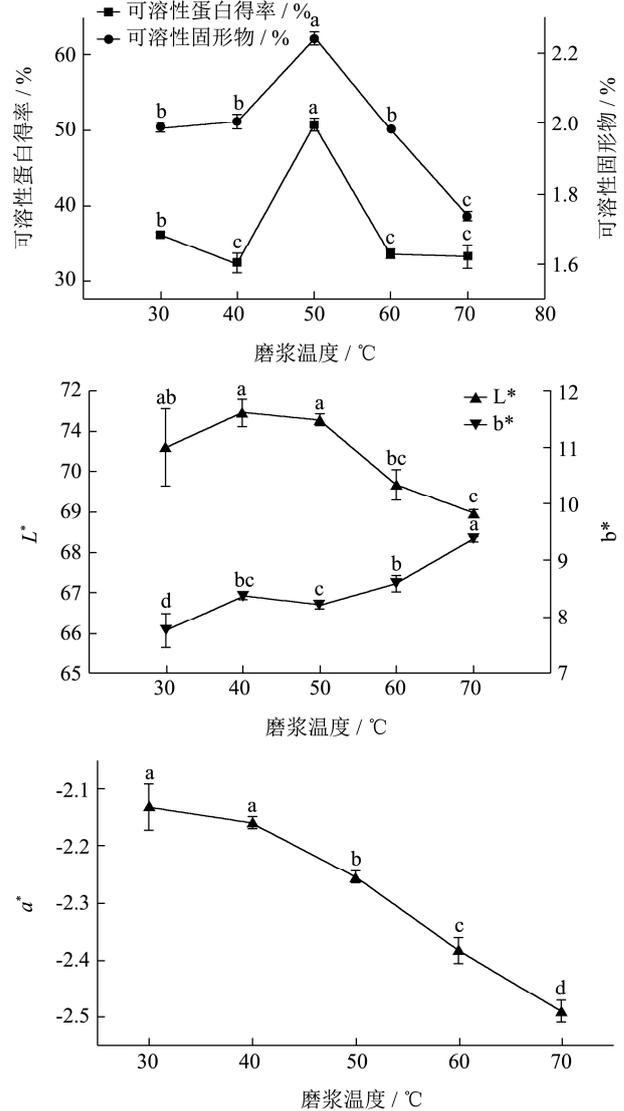


图6 磨浆温度对可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量、色度值的影响

Fig.6 Effect of milling temperature on soluble protein yield, soluble solids and chromaticity

由图6可知，磨浆温度从 30°C 上升到 50°C 时，可溶性蛋白得率和可溶性固形物含量逐渐增加。而磨浆温度达到 50~70°C 时，原浆的可溶性蛋白得率和可溶性固形物含量反而下降。这是因为以热水磨浆时，结构非常紧密的亚麻蛋白会解体、展开，将肽键和能

提高束缚水能力的极性侧链暴露于表面，而后者导致蛋白质溶解。部分膳食纤维和矿物质的结构被高温破坏，所以可溶性固形物含量也相应降低。而随着磨浆温度的提高，原浆亮度值  $L^*$  和原浆绿色值  $a^*$  均呈下降的趋势，这是因为磨浆温度超过部分膳食纤维和矿物质的耐受温度，从而被破坏。反而原浆黄色值  $b^*$  均呈上升的趋势，这是因为温度逐渐升高，原浆发生美拉德反应导致原浆黄色值上升。因此从影响蛋白得率和可溶性固形物含量来考虑，磨浆最佳温度为  $50\text{ }^{\circ}\text{C}$ 。

### 2.1.6 磨浆次数对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

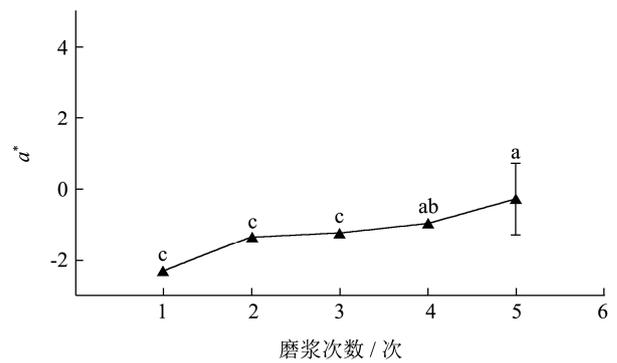
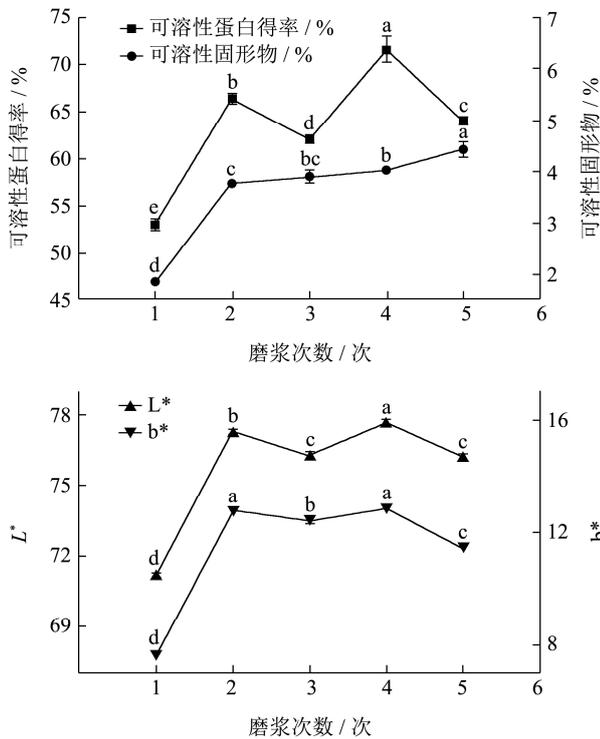


图7 磨浆次数对可溶性蛋白得率、可溶性固形物含量、色度值的影响

Fig.7 Effect of milling times on soluble protein yield, soluble solids and chromaticity

由图7可知，磨浆一次时，蛋白得率较低，而磨浆两次时，亚麻蛋白得率显著上升 ( $p<0.05$ )。磨浆次数再增加时，对蛋白得率影响不明显。磨浆过程就是对致密组织的捣碎作用，捣碎得越厉害，亚麻蛋白质就越容易游离出来，溶解到水中。磨浆设备对脱皮亚麻籽仁组织的捣碎能力是一定的，当已达到设备的能力极限时，再增加磨浆次数，对蛋白得率影响不大，结合实验结果以及能耗和时间成本，选择磨浆两次<sup>[34]</sup>。另外，可溶性固形物含量变化随着磨浆次数的增加而持续上升，这是因为脱皮亚麻籽仁不断被剪切磨细，溶出率增加，使难溶的膳食纤维和矿物质更容易溶解。由于更多的可溶性固形物被溶解出来，所以导致原浆的色度值均呈上升的趋势。

### 2.2 Plackett-Burman 试验结果与分析

表4 Plackett-Burman 试验设计结果

Table 4 Plackett-Burman test design results

序号	A	B	C	D	E	F	G	可溶性蛋白得率/%	可溶性固形物/%	$L^*$
1	1	1	-1	1	1	1	-1	48.68±0.51	2.56±0.00	75.2±0.07
2	-1	1	1	-1	1	1	1	63.97±0.26	4.59±0.01	76.66±0.05
3	1	-1	1	1	-1	1	1	52.42±0.21	2.46±0.01	74.32±0.16
4	-1	1	-1	1	1	-1	1	32.27±0.15	2.89±0.03	72.25±0.15
5	-1	-1	1	-1	1	1	-1	65.06±0.44	3.58±0.02	77.23±0.09
6	-1	-1	-1	1	-1	1	1	64.14±0.14	3.57±0.03	78.47±0.20
7	1	-1	-1	-1	1	-1	1	20.18±0.48	0.84±0.02	68.70±0.05
8	1	1	-1	-1	-1	1	-1	55.19±0.14	3.09±0.01	75.73±0.02
9	1	1	1	-1	-1	-1	1	28.96±0.14	1.32±0.01	69.62±0.28
10	-1	1	1	1	-1	-1	-1	37.34±0.26	2.42±0.01	74.29±0.01
11	1	-1	1	1	1	-1	-1	19.74±0.14	1.89±0.02	66.73±0.07
12	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	34.52±1.08	2.31±0.14	74.19±0.03

表5 可溶性蛋白得率 Plackett-Burman 试验设计结果方差分析

Table 5 Analysis of variance of soluble protein yield Plackett-Burman test design results

方差来源	效应值	平方和	自由度	均方	F 值	p 值	显著性
模型		3107.97	7	444.00	185.55	< 0.0001	**
A	-6.01	433.60	1	433.6	181.21	0.0002	**
B	0.86	8.94	1	8.94	3.74	0.1253	
C	1.04	13.09	1	13.09	5.47	0.0795	
D	-1.11	14.71	1	14.71	6.15	0.0682	
E	-1.89	42.81	1	42.81	17.89	0.0134	*
F	14.70	2594.65	1	2594.65	1084.33	< 0.0001	**
G	0.12	0.16	1	0.16	0.069	0.8059	
残差		9.57	4	2.39			
合计		3117.54	11				
R <sup>2</sup>		0.9969					

注: \*表示差异显著 ( $p < 0.05$ ); \*\*表示差异极显著 ( $p < 0.01$ )。下表 6、7、9、10 同。

表6 可溶性固形物 Plackett-Burman 试验设计结果方差分析

Table 6 Analysis of variance of design results of soluble solids Plackett-Burman test

方差来源	效应值	平方和	自由度	均方	F 值	p 值	显著性
模型		10.50	7	1.50	5.75	0.0551	
A	-0.60	4.32	1	4.32	16.56	0.0152	*
B	0.18	0.41	1	0.41	1.57	0.2784	
C	0.083	0.082	1	0.082	0.31	0.6055	
D	4.725E-003	2.679E-004	1	2.679E-004	1.028E-003	0.9760	
E	0.099	0.12	1	0.12	0.45	0.5401	
F	0.68	5.57	1	5.57	21.37	0.0099	**
G	-0.015	2.800E-003	1	2.800E-003	0.011	0.9224	
残差		1.04	4	0.26			
合计		11.54	11				
R <sup>2</sup>		0.9069					

表7 L\* Plackett-Burman 试验设计结果方差分析

Table 7 Analysis of variance of L\* Plackett-Burman test design results

方差来源	效应值	平方和	自由度	均方	F 值	p 值	显著性
模型		140.88	7	20.13	30.21	0.0026	**
A	-1.90	43.33	1	43.33	65.05	0.0013	**
B	0.34	1.40	1	1.40	2.11	0.2203	
C	-0.47	2.69	1	2.69	4.04	0.1148	
D	-0.071	0.061	1	0.061	0.092	0.7770	
E	-0.82	8.09	1	8.09	12.14	0.0253	*
F	2.65	84.36	1	84.36	126.63	0.0004	**
G	-0.28	0.94	1	0.94	1.41	0.3000	
残差		2.66	4	0.26			
合计		143.54	11				
R <sup>2</sup>		0.9814					

基于单因素结果,采取 Plackett-Burman 实验设计<sup>[35]</sup>筛选对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质影响显著的因素。由表 4、表 5、表 6 和表 7 可知,蛋白得率和  $L^*$  的 Plackett-Burman 试验设计模型极显著 ( $p<0.01$ ),可溶性固形物 Plackett-Burman 试验设计模型不显著 ( $p>0.05$ )。因此,在后续的 Box-Behnken 实验设计中,不再选择可溶性固形物含量作为指标值。Plackett-Burman 试验结果表明,液料比和磨浆次数对可溶性蛋白得率和  $L^*$  影响最显著 ( $p<0.01$ ),其次为烘烤温度对可溶性蛋白得率和  $L^*$  影响显著 ( $p<0.05$ ),小苏打用量、磨浆温度和烘烤时间的影响不显著。因此,选择液料比、烘烤温度,磨浆次数 3 个因素进行 Box-Behnken 响应面优化研究。

### 2.3 制备工艺条件响应面优化结果与分析

#### 2.3.1 Box-Behnken 试验设计及方差分析

根据 Plackett-Burman 试验结果,以可溶性蛋白得率和  $L^*$  为指标值,进行 Box-Behnken 试验设计,如表 8 所示。Box-Behnken 试验设计是工艺优化最常用的方式,通过对回归方程的分析寻求最优工艺参数、各因素的最佳组合和相应最优值。

表 8 Box-Behnken 优化设计结果

Table 8 Results of Box-Behnken optimization design

试验号	因素			可溶性蛋白得率/%	$L^*$
	A	B	C		
1	-1	-1	0	68.67±0.22	76.91±0.02
2	1	-1	0	50.85±0.19	74.79±0.03
3	-1	1	0	70.10±0.19	75.64±0.02
4	1	1	0	47.76±0.24	74.31±0.01
5	1	0	-1	37.34±0.62	74.91±0.01
6	-1	0	-1	22.56±0.47	68.87±0.03
7	-1	0	1	61.81±1.05	76.37±0.08
8	1	0	1	42.30±0.66	74.48±0.04
9	0	-1	-1	34.39±0.16	71.93±0.04
10	0	1	-1	34.12±0.16	71.74±0.02
11	0	-1	1	53.94±0.33	75.58±0.07
12	0	1	1	50.58±0.33	75.42±0.02
13	0	0	0	50.25±0.21	76.58±0.05
14	0	0	0	53.05±0.14	76.99±0.04
15	0	0	0	50.25±0.22	76.58±0.04
16	0	0	0	53.05±0.14	76.98±0.06
17	0	0	0	50.26±0.24	76.61±0.07

表 9 可溶性蛋白得率回归模型方差分析

Table 9 Analysis of variance of regression model for soluble protein yield

方差来源	离差平方和	自由度	均方	F 值	p 值	显著性
模型	2357.54	9	261.95	81.32	<0.0001	**
A-液料比	692.79	1	692.79	215.07	<0.0001	**
B-烘烤温度	3.50	1	3.50	1.09	0.3317	
C-磨浆次数	804.41	1	804.41	249.72	<0.0001	**
AB	5.12	1	5.12	1.59	0.2477	
AC	5.57	1	5.57	1.73	0.2300	
BC	2.39	1	2.39	0.74	0.4174	
$A^2$	34.44	1	34.44	10.69	0.0137	*
$B^2$	110.09	1	110.09	34.18	0.0006	**
$C^2$	736.80	1	736.80	228.73	<0.0001	**
残差	22.55	7	3.22			
失拟度	13.20	3	4.40	1.88	0.2737	
绝对误差	9.35	4	2.34			
总离差	2380.09	16				
$R^2$	0.9905					

#### 2.3.1.1 基于可溶性蛋白得率的 Box-Behnken 试验设计结果及方差分析

从表 9 可以看出,  $F=81.32$ ,  $p<0.0001$ , 模型极显著。通过 ANOVA 分析, 获得回归方程:  $Y=51.37-9.31A-0.66B+10.03C-1.13AB-1.18AC-0.77BC+2.86A^2+5.11B^2-13.23C^2$ 。

试验结果中, 影响极显著 ( $p<0.01$ ) 的项目有: A、C、 $B^2$ 、 $C^2$ ; 影响显著 ( $p<0.05$ ) 的有:  $A^2$ ; 各因素对脱皮亚麻籽仁可溶性蛋白得率的影响程度为: C (磨浆次数) > A (料液比) > B (烘烤温度)。各自变量与指标值之间是一种非线性关系。方程的回归系数  $R^2=0.9905$ , 证明模型拟合良好, 有超过 99.05% 的试

验数值适用该方程。模型的修正系数  $R^2_{Adj}=97.83\%$  表明该模型较好地反映了各因素的关系。因此, 本试验各因素与脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性蛋白得率之间的关系可以使用该回归方程来表示。综上所述, 以可

溶性蛋白得率为指标, 优化脱皮亚麻籽仁饮料原浆的制备工艺, 可用该模型进行预测与分析。

### 2.3.1.2 基于 $L^*$ 的 Box-Behnken 试验设计结果及方差分析

表 10  $L^*$  回归模型方差分析

Table 10 Analysis of variance of  $L^*$  regression model

方差来源	离差平方和	自由度	均方	F 值	p 值	显著性
模型	77.38	9	8.60	20.47	0.0003	**
A-液料比	16.16	1	16.16	38.48	0.0004	**
B-烘烤温度	0.54	1	0.54	1.30	0.2924	
C-磨浆次数	25.93	1	25.93	61.75	0.0001	**
AB	0.16	1	0.16	0.37	0.5614	
AC	4.31	1	4.31	10.27	0.0150	*
BC	1.369E-004	1	1.369E-004	3.260E-004	0.9816	
$A^2$	1.90	1	1.90	4.53	0.0710	
$B^2$	1.85	1	1.85	4.40	0.0741	
$C^2$	24.63	1	24.63	58.64	0.0001	**
残差	2.94	7	0.42			
失拟度	2.75	3	0.92	18.94	0.0079	**
绝对误差	0.19	4	0.048			
总离差	80.32	16				
$R^2$	0.9634					

从表 10 可以看出,  $F=20.47$ ,  $p<0.0001$ , 模型极显著。通过 ANOVA 分析, 获得回归方程:  $Y=76.75-1.42A-0.26B+1.80C+0.20AB+1.04AC+(5.850E-003)BC-0.67A^2-0.66B^2-2.42C^2$ 。

试验结果中, 影响极显著 ( $p<0.01$ ) 的项目有: A、C、 $C^2$ ; 影响显著 ( $p<0.05$ ) 的有: AC; 各因素对脱皮亚麻籽仁  $L^*$  的影响程度为: C (磨浆次数) > A (料液比) > B (烘烤温度)。方程的回归系数  $R^2=0.9634$ , 表明模型拟合良好, 有超过 96.84% 的试验值适用该方程。模型的修正系数  $R^2_{Adj}=91.63\%$  表明该模型较好地反映了各因素的关系, 而失拟项  $p=0.0079<0.01$ , 失拟项显著, 表示说明模型有效, 构建成功, 能够较好地预测试验值。

### 2.3.2 因素间的交互作用对于对脱皮亚麻籽仁饮料原浆品质的影响

#### 2.3.2.1 可溶性蛋白得率响应面优化试验分析结果与分析

在两因素交互三维图中 (见图 8), 交互作用的强弱可由等高线的形状反映出来, 椭圆表示交互作用明显, 越接近圆形代表交互作用越不显著。结合响应面方差分析可知, 在两两因素的交互作用对蛋白含量的影响中,  $p_{AB}=0.2477>0.05$ 、 $p_{AC}=0.2300>0.05$ 、 $p_{BC}=0.4174>0.05$ , 即液料比、烘烤温度、磨浆次数两

两交互作用不显著。

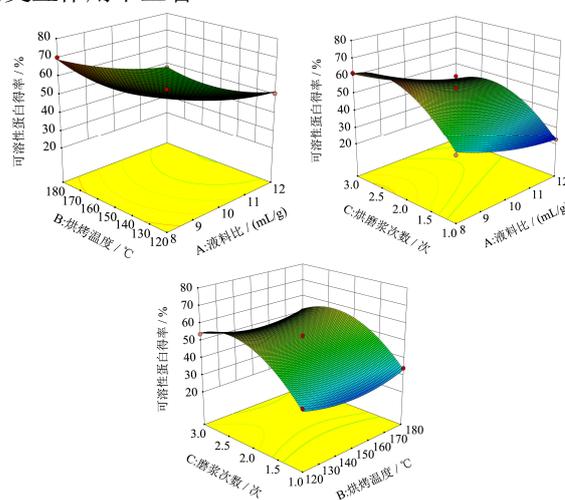


图 8 各因素交互作用对脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性蛋白得率影响的响应面图

Fig.8 Response surface diagram of the effect of interaction of various factors on the yield of soluble protein from raw pulp of peeled flax kernel beverage

#### 2.3.2.2 $L^*$ 响应面优化试验分析结果与分析

在两因素交互三维图中 (见图 9), 结合响应面方差分析可知, 在两两因素的交互作用对  $L^*$  的影响中,  $p_{AB}=0.5614>0.05$ 、 $p_{AC}=0.0150<0.05$ 、 $p_{BC}=0.9861>0.05$ , 即液料比和烘烤温度、烘烤温度和磨浆次数的交互作

用不显著,液料比和磨浆次数交互作用显著,这与方差分析一致。

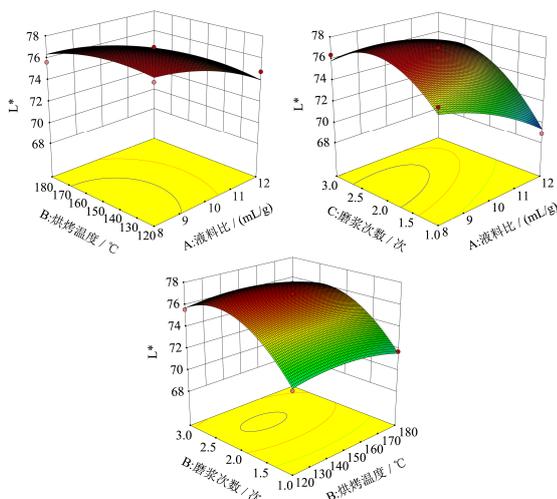


图9 各因素交互作用对脱皮亚麻籽仁饮料原浆 $L^*$ 影响响应面图

Fig.9 Response surface diagram of the effect of interaction of various factors on  $L^*$  in raw pulp of peeled flax kernel beverage

## 2.4 制备工艺条件优化及验证

根据响应面优化结果,得到脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆最优制备工艺为:磨浆温度为 $50\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,液料比为 $8.03:1\text{ mL/g}$ ,小苏打用量为 $0.25\%$ ,烘烤时间为 $45\text{ s}$ ,烘烤温度为 $120.03\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,磨浆次数为 $2.2$ 次,在此条件下,脱皮亚麻籽仁饮料原浆可溶性蛋白得率为 $70.104\%$ , $L^*$ 为 $77.332$ 。为进一步验证响应面法优化结果的可靠性,且考虑到试验操作方便性,将得到的最佳工艺条件定为:磨浆温度为 $50\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,料液比为 $1:8\text{ g/mL}$ ,小苏打用量为 $0.25\%$ ,烘烤时间为 $45\text{ s}$ ,烘烤温度为 $120\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,磨浆次数为 $1$ 次豆浆机粗磨+ $1$ 次胶体磨细磨,进行了三次平行验证实验,测得可溶性蛋白得率的平均值为 $70.15\%$ , $L^*$ 平均值为 $77.32$ ,试验结果与理论值相近,其相对误差为 $0.046\%$ 和 $0.012\%$ 。

## 3 结论

本文研究了干热处理对脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆蛋白含量、固形物含量和色泽品质的影响,同时对脱皮亚麻籽仁原浆制备工艺进行了优化。以脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆的可溶性蛋白得率、色度值 $L^*$ 为指标,通过Plackett-Burman设计筛选、Box-Behnken设计优化得到的脱皮亚麻籽仁蛋白饮料原浆制备最佳工艺条件为:磨浆温度为 $50\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,料液比为 $1:8\text{ g/mL}$ ,小苏打用量为 $0.25\%$ ,烘烤时间为 $45\text{ s}$ ,烘烤温度为 $120\text{ }^{\circ}\text{C}$ ,磨浆次数为 $1$ 次豆浆机粗磨+ $1$ 次胶体磨细磨,在此优化条件下,制备的脱皮亚麻籽仁原浆测得可溶性蛋白得率为 $70.15\%\pm 0.046\%$ , $L^*$ 为

$77.32\%\pm 0.012\%$ ,与理论值相近,说明原浆蛋白质含量高,色泽乳白,同时带有烘烤香气。所得结果有利于提高植物蛋白饮料原料的品质,对亚麻籽类蛋白饮料的研究与开发有一定科学借鉴价值。

## 参考文献

- [1] Lei S, Xiong Y L. Plant protein-based alternatives of reconstructed meat: science, technology, and challenges [J]. Trends in Food Science & Technology, 2020, 102(C): 51-61
- [2] 陈海华.亚麻籽的营养成分及开发利用[J].中国油脂,2004,6: 72-75  
CHEN Haihua. Nutrient composition and development of flaxseed [J]. China Oils and Fats, 2004, 6: 72-75
- [3] Tonial I B, Matsushita M, Furuya W M, et al. Fatty acid contents in fractions of neutral lipids and phospholipids of fillets of tilapia treated with flaxseed oil [J]. Journal of the American Oil Chemists' Society, 2012, 89(8): 1495-1500
- [4] Pellizzon M A, Billheimer J T, Bloedon L T, et al. Flaxseed reduces plasma cholesterol levels in hypercholesterolemic mouse models [J]. Journal of the American College of Nutrition, 2007, 26(1): 66-75
- [5] 禹晓,黄沙沙,程晨,等.不同品种亚麻籽组成及抗氧化特性分析[J].中国油料作物学报,2018,40(6):879-888  
YU Xiao, HUANG Shasha, CHENG Chen, et al. Analysis of composition and antioxidant properties of different varieties of flaxseed [J]. Chinese Journal of Oil Crop Sciences, 2018, 40(6): 879-888
- [6] 郑岩.亚麻籽壳仁分离及仁粕植物蛋白饮料工艺的研究[D].呼和浩特:内蒙古农业大学,2018  
ZHENG Yan. Study on separation of flaxseed shell kernel and process of kernel meal plant protein beverage [D]. Hohhot: Inner Mongolia Agricultural University, 2018
- [7] 邹寅,蔡永敏,胡炜东.亚麻籽粕制备多肽饮料的研究[J].食品工业,2017,38(11):149-151  
ZOU Yin, CAI Yongmin, HU Weidong. Study on preparation of peptide beverage from flaxseed meal [J]. Food Industry, 2017, 38(11): 149-151
- [8] 吴达雄,王军,林少宝,等.新型双蛋白杏仁乳饮料加工工艺研究[J].中国乳业,2019,3:71-75  
WU Daxiong, WANG Jun, LIN Shaobao, et al. Study on processing technology of new double protein almond milk beverage [J]. China Dairy, 2019, 3: 71-75
- [9] 李伟,辛跃珍.花生牛奶饮料原料配比优化及加工工艺的研究[J].中国奶牛,2020,9:50-53  
LI Wei, XIN Yuezhen. Optimization of raw material ratio and

- processing technology of peanut milk beverage [J]. China Dairy Cattle, 2020, 9: 50-53
- [10] Bekhit A E A, Shavandi A, Jodjaja T, et al. Flaxseed: composition, detoxification, utilization, and opportunities [J]. Biocatalysis and Agricultural Biotechnology, 2018, 13: 129-152
- [11] 吴峰堂,区锡敏,叶军,等.亚麻籽仁饮料原浆制备条件筛选及优化[J].食品工业,2020,41(4):147-151  
WU Fengdang, OU Ximin, YE Jun, et al. Screening and optimization of preparation conditions of flax kernel beverage stock [J]. Food Industry, 2020, 41(4): 147-151
- [12] 王孝平.考马斯亮蓝法测定蛋白含量的研究[J].天津化工, 2009,23(3):40-41  
WANG Xiaoping. Study on the determination of protein content by kaumas brilliant blue method [J]. Tianjin Chemical Industry, 2009, 23(3): 40-41
- [13] 柳荫,吴凤智,陈龙,等.考马斯亮蓝法测定核桃水溶性蛋白含量的研究[J].中国酿造,2013,32(12):131-133  
LIU Yin, WU Fengzhi, CHEN Long, et al. Determination of water-soluble protein in walnut by bradford method [J]. Chinese Brewing, 2013, 32(12): 131-133
- [14] 成铭,邓畅,薛蓉,等.不同加工方法对党参叶中抗营养因子含量影响研究[J].时珍国医国药,2020,31(7):1612-1615  
CHENG Ming, DENG Chang, Xue Rong, et al. Effects of different processing methods on anti-nutritional factors in *Codonopsis pilosula* [J]. Lishizhen Medicine and Materia Medica Research, 2020, 31(7): 1612-1615
- [15] 张永芳,原媛.微波萃取-考马斯亮蓝法提取大豆蛋白的工艺研究[J].食品工业,2018,39(9):44-48  
ZHANG Yongfang, YUAN Yuan. Study on microwave extraction - kawasley blue extraction of soybean protein [J]. Food Industry, 2018, 39(9): 44-48
- [16] 梁亚桢.全豆浆及速溶全豆粉产品研发[D].南昌:南昌大学,2020  
LIANG Yazhen. Research and development of whole bean milk and instant whole bean powder products [D]. Nanchang: Nanchang University, 2020
- [17] GB/T 12143-2008.饮料通用分析方法[S].北京:中国标准出版社,2008:1-15  
GB/T 12143-2008. General beverage analysis method [S]. Beijing: China Standards Press, 2008: 1-15
- [18] 张磊.超声波和超高压催陈对蓝莓果醋的色泽以及风味影响[D].广州:暨南大学,2020  
ZHANG Lei. Effects of ultrasonic and ultra-high pressure aging on color and flavor of blueberry vinegar [D]. Guangzhou: Jinan University, 2020
- [19] Ahmadian-Kouchaksaraei Z, Varidi M, Varidi M J, et al. Influence of processing conditions on the physicochemical and sensory properties of sesame milk: a novel nutritional beverage [J]. LWT - Food Science and Technology, 2014, 57(1): 299-305
- [20] 朱敏.火麻仁浆发酵乳的研制[D].扬州:扬州大学,2020  
ZHU Min. Preparation of fermented milk from hemp seed pulp [D]. Yangzhou: Yangzhou University, 2020
- [21] 王晓琳.花生蛋白二级结构与乳化性关系及其对提高花生饮料稳定性的研究[D].锦州:渤海大学,2016  
WANG Xiaolin. Relationship between secondary structure and emulsification of peanut protein and its effect on improving the stability of peanut beverage [D]. Jinzhou: Bohai University, 2016
- [22] 董琪,胡万祥,李娜,等.瓜蒌仁植物高纤蛋白饮料的研制及其稳定性[J].食品工业,2021,42(4):51-54  
DONG Qi, HU Wanxiang, LI Na, et al. Preparation and stability of high fibrin beverage from *Trichosanthes kirilowii* [J]. Food Industry, 2021, 42(4): 51-54
- [23] 钟先锋,黄伟志,黄桂东,等.制作工艺对冷冻面团馒头品质影响研究[J].食品研究与开发,2018,39(16):69-78  
ZHONG Xianfeng, HUANG Weizhi, HUANG Guidong, et al. Effect of processing technology on the quality of frozen dough steamed bread [J]. Food Research & Development, 2018, 39(16): 69-78
- [24] 孟妍,曾剑华,李美莹,等.汉麻籽分离蛋白提取技术优化及其组成和乳化性表征[J].中国食品学报,2021,21(5):250-262  
MENG Yan, ZENG Jianhua, LI Meiyang, et al. Optimization of protein extraction technology from hansen seeds and characterization of its composition and emulsifiability [J]. Journal of Chinese Institute of Food Science and Technology, 2021, 21(5): 250-262
- [25] YU Peiqiang. Protein secondary structures (alpha-helix and beta-sheet) at a cellular level and protein fractions in relation to rumen degradation behaviours of protein: a new approach [J]. The British Journal of Nutrition, 2005, 94(5): 655-665
- [26] Li-Chan E C Y, Ma C Y. Thermal analysis of flaxseed (*Linum usitatissimum*) proteins by differential scanning calorimetry [J]. Food Chemistry, 2002, 77(4): 495-502
- [27] 方媛.食用亚麻饼粕对牛肠道菌群影响及 $\alpha$ -亚麻酸软胶囊制备与功效研究[D].兰州:兰州大学,2015  
FANG Yuan. Effect of edible flax cake on bovine intestinal bacteria and preparation and efficacy of  $\alpha$ -linolenic acid soft capsules [D]. Lanzhou: Lanzhou University, 2015

- [28] 孙晓静.糊化处理对苦荞面团性质的影响[D].咸阳:西北农林科技大学,2016  
SUN Xiaojing. Effect of gelatinization on properties of Tartary buckwheat dough [D]. Xiayang: Northwest A & F University, 2016
- [29] Takagi S, Ienaga H, Tsuchiya C, et al. Microwave roasting effects on the composition of tocopherols and acyl lipids within each structural part and section of a soya bean [J]. Journal of the Science of Food and Agriculture, 1999, 79(9): 1155-1162
- [30] 李少华,李树君,任嘉嘉,等.预处理对油菜籽微观结构的影响[J].农业机械学报,2010,41(S1):208-211  
LI Shaohua, LI Shujun, REN Jiajia, et al. Effect of pretreatment on rapeseed microstructure [J]. Journal of Agricultural Machinery, 2010, 41(S1): 208-211
- [31] 赵容钟,周雪松,曾建新.花生乳浆液的制备工艺优化[J].现代食品科技,2012,28(12):1700-1703  
ZHAO Rongzhong, ZHOU Xuesong, ZENG Jianxin. Optimization of the preparing process of peanut slurry [J]. Modern Food Science and Technology, 2012, 28(12): 1700-1703
- [32] 余翔,苗修港,张贝贝,等.热烫处理对南瓜叶化学成分及色泽的影响[J].食品科学,2016,37(7):44-49  
YU Xiang, MIAO Xiugang, ZHANG Beibei, et al. Effect of blanching on chemical composition and color of pumpkin leaves [J]. Food Science, 2016, 37(7): 44-49
- [33] 李立英,汪建明,王奕云.响应面分析法优化豆浆加工工艺的研究[J].食品与发酵科技,2012,48(6):48-53  
LI Liying, WANG Jianming, WANG Yiyun. Optimization of soymilk processing technology by response surface analysis [J]. Food and Fermentation Technology, 2012, 48(6): 48-53
- [34] 李彦荣.果汁豆奶的制备及其稳定性研究[D].无锡:江南大学,2006  
LI Yanrong. Study on the preparation and stability of fruit juice soymilk [D]. Wuxi: Jiangnan University, 2006
- [35] 吴浩然,林琳,姜绍通,等.响应面法优化风味蟹肉酱工艺配方[J].中国调味品,2020,45(11):90-96  
WU Haoran, LIN Lin, JIANG Shaotong, et al. Optimization of flavored crab meat jam process formula by response surface methodology [J]. China Condiment, 2020, 45(11): 90-96

---

(上接第7页)

- [22] 张小芳,段小群,卢曦,等.青钱柳多糖对糖尿病小鼠血糖水平和胰腺组织形态的影响[J].华夏医学,2010,23(1):15-17  
ZHANG Xiaofang, DUAN Xiaoqun, LU Xi, et al. The effect of *Cyclocarya paliurus* polysaccharide (CP) on blood glucose and histomorphology of pancreas in diabetic mice [J]. Acta Medicinæ Sinica, 2010, 23(1): 15-17
- [23] Yan W S, Jiang L J, Xu J F. *Cyclocarya paliurus* (Batal.)  
iljinskaja polysaccharides alleviate type 2 diabetes mellitus in rats by resisting inflammatory response and oxidative stress [J]. Ciência e Tecnologia de Alimentos, 2019, 2: 1-5
- [24] Xiao H T, Wen B, Ning Z W, et al. *Cyclocarya paliurus* tea leaves enhances pancreatic  $\beta$  cell preservation through inhibition of apoptosis [J]. Scientific Reports, 2017, 7(1): 1-13

---

(上接第277页)

- [28] 贺兆源,卢阳,陈晋元,等.中国与美国、欧盟、日本和 CAC 猪组织中兽药残留限量标准的对比研究[J].中国畜牧兽医, 2021,48(2):704-716  
HE Zhaoyuan, LU Yang, CHEN Jinyuan, et al. Comparative study of veterinary drug residue limit standards for pig tissues in China, USA, EU, Japan and CAC [J]. China Animal Husbandry & Veterinary Medicine, 2021, 48(2): 704-716
- [29] 安博宇,胡蔓,徐向月,等.兽用抗菌药耐药性风险评估研究进展[J].中国抗生素杂志,2021,46(1):27-33  
AN Boyu, HU Man, XU Xiangyue, et al. Research progress of risk assessment on veterinary antimicrobial resistance [J]. Chinese Journal of Antibiotics, 2021, 46(1): 27-33
- [30] 杨梅,孙思,潘承丹,等.三穗鸭中磺胺类和喹诺酮类药物残留检测及风险评估[J].食品工业科技,2019,40(21):245-249, 255  
YANG Mei, SUN Si, PAN Chengdan, et al. Residues detection and risk assessment of sulfonamides and fluoroquinolones drugs in the Sansui duck [J]. Science and Technology of Food Industry, 2019, 40(21): 245-249, 255
- [31] 张灵静,王济民.我国兽药监管制度问题研究[J].黑龙江畜牧兽医,2021,10:8-11  
ZHANG Lingjing, WANG Jimin. Research on problems of veterinary drug regulatory system in China [J]. Heilongjiang Animal Science and Veterinary Medicine, 2021, 10: 8-11