

橘皮果胶生产工艺优化及品质分析

苏东林^{1,2}, 李高阳², 陈亮³, 周向荣⁴, 何建新¹, 刘伟², 单杨^{1,*}

(1.湖南省农业科学院, 湖南省农产品加工研究所, 湖南长沙 410125; 2.湖南省食品测试分析中心, 湖南长沙 410125; 3.湖南省原子能农业应用研究所, 湖南长沙 410125; 4.湖南省标准化研究院, 湖南长沙 410007)

摘要: 为充分利用农业废弃物柑橘皮, 进一步提高皮中果胶的提取效率, 在 Plackett-Burman 试验的基础上, 采用 Box-Behnken 中心组合设计对橘皮果胶复合酶提取工艺中的时间、温度和酶添加量 3 因素的最优化组合进行定量研究, 建立并分析各因素与果胶得率关系的数学模型。结果表明: 最佳的工艺条件为酶解时间 5.1h、温度 41℃、复合酶添加量 0.46%。在此条件下经实验验证, 果胶得率理论值 12.35%, 验证实测值 12.22%, 相对误差 1.05%; 说明回归模型能较好地预测橘皮中果胶的提取率。经检测, 产品果胶所有指标均达到或超过国家标准。

关键词: 柑橘皮; 果胶; 复合酶提; PB 试验设计; 响应面优化; 数学模型

Extraction Process Optimization and Quality Analysis of Pectin from Citrus Peel

SU Dong-lin^{1,2}, LI Gao-yang², CHEN Liang³, ZHOU Xiang-rong⁴, HE Jian-xin¹, LIU Wei², SHAN Yang^{1,*}

(1. Hunan Agricultural Product Processing Institute, Hunan Academy of Agricultural Sciences, Changsha 410125, China; 2. Hunan Food Test and Analysis Center, Changsha 410125, China; 3. Hunan Institute of Atomic Energy Application in Agriculture, Changsha 410125, China; 4. Hunan Standardization Institute, Changsha 410007, China)

Abstract: In order to optimize the extraction of pectin from citrus peel as an agricultural waste by simultaneous hydrolysis with cellulase and hemicellulase, the effects of three key factors including extraction time, temperature and total enzyme amount on the extraction rate of pectin were explored by Box-Behnken experimental design based on Plackett-Burman design, by which the optimal initial pH, mass ratio of cellulase and hemicellulase, ratio of solid to liquid and material granularity were determined to be 4.5, 1:1, 1:20, 60 mesh, respectively. As a result, a mathematical model describing the relationship between the above three factors and the extraction rate of pectin was established. Based on canonical analysis of the model, the optimal extraction conditions were determined to be 0.46% total enzyme amount, 5.1 h extraction time and 41 °C extraction temperature. Under the optimal extraction conditions, the predicted maximum yield of pectin was 12.35%, which was close to the actual value of 12.22%. Meanwhile, each tested physical and chemical index of obtained pectin reached or even exceeded the requirements of the national standards.

Key words: citrus peel; pectin; double enzymatic extraction; Plackett-Burman experimental design; response surface methodology; mathematical model

中图分类号: TS209; R284.2

文献标识码: A

文章编号: 1002-6630(2011)18-0095-07

果胶具有卓越的凝胶性和乳化稳定性以及抗腹泻、抗癌、治疗糖尿病等功效, 且在各种反应机制及新陈代谢途径中有显著效果, 是食品、药品和化妆品工业中一种重要的天然添加剂; 据 FAO 预计, 全世界果胶年需求量 2 万余 t, 并将持续以 15%~20% 的年均速度增长, 中国每年消耗果胶超过 2000t, 其中 80% 依靠进口

且需求量呈高速增长趋势^[1-2]。目前, 商品果胶的原料主要是柑橘皮、柠檬皮及苹果皮, 但真正具有工业生产价值的天然果胶提取来源首推柑橘皮^[3]。自 20 世纪 60 年代开始, 化学、物理以及生物制剂等方法广泛应用于提取柑橘皮或苹果果胶^[4-13], 以取代传统的化工合成产品——羧甲基纤维素。但当前, 国内果胶生产基本沿

收稿日期: 2010-11-15

基金项目: 国家“863”计划项目(2007AA10Z307); 湖南省产学研结合专项(2009XK6001)

作者简介: 苏东林(1979—), 男, 助理研究员, 硕士, 主要从事食品生物技术及农产品精深加工研究。

E-mail: sdl791228@163.com

* 通信作者: 单杨(1963—), 男, 研究员, 博士, 主要从事农产品开发加工及食品生物技术研究。E-mail: sy6302@sohu.com

用传统的酸水解法,一方面酸水解过程会降解果胶的分子质量、影响胶凝特性,另一方面酸液会造成对环境的严重污染^[14-16]。

本实验在 Plackett-Burman(PB 法)筛选试验的基础上,采用 Box-Behnken 中心组合设计开展对柑橘皮果胶复合酶提取的定量研究并建立数学模型,探索提高果胶产量和质量的新方法、新资源,力求为我国食品加工领域广泛地应用优质果胶提供理论依据,推动果胶生产发展。

1 材料与方法

1.1 材料与试剂

柑橘皮(粉):温州蜜柑购自湖南省农业科学院农贸市场,得皮除杂后 40℃ 恒温鼓风干燥,经粉碎过筛后得粉末。纤维素酶(15U/mg) 上海东风生化技术有限公司;半纤维素酶(30U/mg) 山东省中协食品添加剂研究开发中心;其他所用化学试剂均为 AR 级。

1.2 仪器与设备

DHG-9240A 型电热恒温鼓风干燥箱 上海精宏试验设备有限公司;FA1104 上皿电子天平 上海精科天平仪器厂;DK-98-1 型电热水浴锅 天津市泰斯特仪器有限公司;UV-2450 型紫外-可见分光光度计 日本岛津公司;FW100 型高速万能粉碎机 天津市泰斯特仪器有限公司;DELTA 320 型 pH 计 梅特勒-托利多仪器(上海)有限公司;SK2200LH 型台式超声波清洗器 上海科导超声仪器有限公司。

1.3 橘皮果胶生产工艺

1.3.1 工艺流程

柑橘皮粉→预处理→复合酶提取→过滤、脱色→浓缩、沉淀→纯化→过滤、洗涤→干燥得果胶产品

1.3.2 原料预处理

准确称取若干份不同粒径的柑橘皮粉(10g ± 0.1g),用 240 目滤布包裹 3 层,放入 50℃ 左右的去离子水中洗涤 3~4 次至洗涤液无色为止,沥干备用。

1.3.3 提取与纯化

在预试验的基础上,采用 PB 法筛选重要影响因素并通过响应面法优化其最佳水平。

酶处理开始和结束前 30min 协同超声处理(频率 40kHz、70% 的输出功率),以提高酶活^[17];脱色条件为加入 3.2% 活性炭在 64℃ 条件下保持 38min,浓缩纯化条件为粗提液浓缩 4 倍后加入 0.3mol/L HCl 并调整乙醇体积分数至 60%。

1.3.4 干燥及品质检测

将所得滤饼低温干燥至水分含量 7% 以下,计算果胶得率;同时按照 QB 2484—2000《食品添加剂果胶》的要求,进行指标检测并与相关国际标准比照。

$$\text{果胶提取得率} / \% = \frac{\text{果胶质量}}{\text{原料质量}} \times 100$$

1.4 试验设计

1.4.1 PB 筛选试验

PB 法主要通过两水平试验设计,用于从众多的考察因素中快速有效地筛选出最为重要的因素以供进一步研究^[18]。影响复合酶提取橘皮果胶得率的因素主要包括温度、起始 pH 值、时间、复合酶组成比例(m 纤维素酶: m 半纤维素酶)、复合酶添加量(m 酶: m 溶液)、料液比和橘皮粉碎粒径,具体筛选试验如表 1 所示。

1.4.2 响应面优化试验

响应面法用于试验模型建立和分析的一套统计方法,能同时、快速有效地确定多因素系统的最佳条件并对其交互作用进行优化与评价^[19-20]。对重要影响因素进行 Box-Behnken 中心组合试验设计,结果如表 2 所示。

表 1 Plackett-Burman 筛选设计($n = 2$)
Table 1 Plackett-Burman design and results ($n = 2$)

试验号	因素							Y 果胶得率 / %
	X ₁ 时间 / h	X ₂ pH	X ₃ 酶量 / %	X ₄ 酶比例	X ₅ 粉碎粒径 / 目	X ₆ 温度 / °C	X ₇ 料液比	
1	— 1(3)	— 1(4)	— 1(0.4)	— 1(1:1)	— 1(40)	— 1(40)	— 1(1:15)	7.6
2	— 1	1(5)	1(0.5)	— 1	1(60)	— 1	— 1	7.9
3	— 1	1	1	1(1:2)	— 1	1(50)	1(1:25)	8.5
4	1(5)	— 1	— 1	— 1	1	1	1	9.7
5	1	— 1	1	1	— 1	1	— 1	10.7
6	1	1	— 1	1	1	— 1	1	8.9
7	— 1	— 1	— 1	1	1	1	— 1	8.5
8	— 1	— 1	1	1	1	— 1	1	8.7
9	— 1	1	— 1	— 1	— 1	1	1	8.2
10	1	— 1	1	— 1	— 1	— 1	1	9.7
11	1	1	— 1	1	— 1	— 1	— 1	9.3
12	1	1	1	— 1	1	1	— 1	10.8

表2 Box-Behnken 优化设计
Table 2 Box-Behnken experimental design and results

试验号	因素			Y 果胶得率/%
	A 时间/h	B 温度/℃	C 复合酶添加量/%	
1	1(6)	1(45)	1(0.45)	10.88
2	1	1	-1(0.35)	10.28
3	1	-1(35)	1	10.76
4	1	-1	-1	9.07
5	-1(4)	1	1	9.68
6	-1	1	-1	11.05
7	-1	-1	1	10.10
8	-1	-1	-1	10.28
9	1.682(6.7)	0(40)	0(0.4)	9.16
10	-1.682(3.3)	0	0	8.63
11	0(5)	1.682(48.4)	0	11.49
12	0	-1.682(31.6)	0	10.08
13	0	0	1.682(0.48)	12.09
14	0	0	-1.682(0.32)	10.90
15	0	0	0	11.70
16	0	0	0	12.69
17	0	0	0	11.85
18	0	0	0	12.36
19	0	0	0	12.62
20	0	0	0	12.48

1.4.3 因素贡献率分析

模型存在交互效应, 不适宜用回归系数的绝对值大小来直接比较二次项作用的大小, 因此采用因素贡献率大小来比较^[21], 计算方法如下:

$$\beta_j\% = \frac{S_j - \frac{S_e}{f_e} f_j}{S} \times 100 \quad (1)$$

式中: S 为总平方和; S_j 和 f_j 分别为试验因素 j 的偏差平方和与自由度; S_e 和 f_e 为误差的偏差平方和与自由度。

1.4.4 数据统计分析

二次多项式回归优化和分析由 SAS 9.0(简体中文)试验版完成; 响应面、等高线图采用 Design Expert 7.0 软件。

2 结果与分析

2.1 PB 筛选试验

对表 1 进行方差和主效应分析, 结果如表 3 所示: 模型达到显著水平($P = 0.0138 < 0.05$), 置信度高于 95% ($R^2 = 0.956569$); 对果胶得率影响最大的因素依次是时间 X_1 、温度 X_6 和酶添加量 X_3 。固定其他影响因素反应条件(起始 pH4.5、 m 纤维素酶: m 半纤维素酶 = 1:1、料液比 1:20、粉碎粒径 60 目), 对这 3 个因素作进一步优化处理。

2.2 优化试验

Box-Behnken 中心组合试验数据分析如表 4 所示。

2.2.1 回归方程

表3 Plackett-Burman 设计回归模型方差及主效应分析
Table 3 ANOVA and significance testing of the mathematical model established based on Plackett-Burman design

变异来源	自由度	平方和	均方	F 值	P 值
模型	7	11.08583333	1.58369048	12.59	0.0138
误差	4	0.50333333	0.12583333		
总和	11	11.58916667			
响应均值			9.041667		
均方根			0.354730		
R^2			0.956569		
变异系数			3.923280		
因素	t	$P > t $	重要性排序		
X_1	7.89	0.0014	1		
X_2	-1.06	0.3497	4		
X_3	3.34	0.0289	3		
X_4	0.57	0.5994	6		
X_5	0.41	0.7049	7		
X_6	3.50	0.0249	2		
X_7	-0.90	0.4213	5		

对试验数据进行二次回归拟合, 得到以下标准形式的回归方程:

$$Y = 12.2838 + 0.0569A + 0.2966B + 0.2007C + 0.1225AB + 0.4800AC - 0.2850BC - 1.2008A^2 - 0.5328B^2 - 0.2818C^2 \quad (2)$$

2.2.2 方程分析检验

由表 4 可知, 此模型的 $P < 0.0001$, 响应面回归模型达到高度显著水平; 决定系数 $R^2 = 0.9547$, 校正决定系数 $R_{Adj}^2 = 0.9140$ 、说明 91% 的试验数据可用这个方程解释; 逐项显著性检验结果表明, 线性项、交互项对实验结果有显著性影响, 二次项对实验结果的影响达到高度显著性水平($R^2 = 0.8040$); 均方根 0.363748, 残差项各项数据分析表明该模型失拟不显著($P = 0.7336 > 0.25$); 因此该二次方程能够较好地拟合真实的响应面。

2.3 模型分析

2.3.1 模型主因素效应分析

由于方程是经无量纲线性编码代换后所得, 各项回归系数已经标准化; 因此可以通过直接比较方程中一次项系数绝对值的大小, 来判断因素影响的主次性^[22]。试验主因素效应大小为 $B > C > A$ 。

2.3.2 模型单因素效应分析

回归方程(2)中, 固定 2 个因素于零水平, 求第 3 个因素与果胶提取得率的一元二次回归方程, 得到 3 因素对果胶提取得率的关系曲线, 如图 1 所示: 因素 A 是最显著的影响因素, 水平稍有变动就会引起果胶得率的较大变化; 因素 C 变化不显著, 果胶得率在较小范围内略有变动; 因素 B 对果胶得率影响的显著性介于前二者之间。但从总的多项式回归方程看, 试验因素之间存在大小、正负不同的交互作用, 因此仅从单因素效应

表 4 二次响应面回归模型方差和贡献率分析以及参数估计

Table 4 Variance analysis, contribution rate and parameter estimates of the regression model established based on Box-Behnken experimental design

变异来源	平方和	自由度	参数估计	标准误差	t 值	F 值	P 值	贡献率/%	
截距	—	1	12.2838	0.1484	82.80	—	< 0.0001	—	
线性项	A	0.044	1	0.0569	0.0984	0.57	0.5787	— 0.29	
	B	1.20	1	0.2966	0.0984	3.01	9.08	0.0130	3.66
	C	0.55	1	0.2007	0.0984	2.04	4.16	0.0687	1.44
	AB	0.12	1	0.1225	0.12860	0.95	0.91	0.3633	— 0.034
交互项	AC	1.84	1	0.4800	0.1286	3.73	13.93	0.0039	5.85
	BC	0.65	1	— 0.2850	0.1286	— 2.22	4.91	0.0510	1.78
	A²	20.79	1	— 1.2008	0.0958	— 12.53	157.10	< 0.0001	70.68
二次项	B²	4.09	1	— 0.5328	0.0958	— 5.56	30.92	0.0002	13.55
	C²	1.14	1	— 0.2818	0.0958	— 2.94	8.65	0.0147	3.46

变异来源	平方和	自由度	均方	F 值	P 值	贡献率
模型	27.91	9	3.10	23.44	< 0.0001	—
误差	1.32	10	0.13	—	—	0.00
总和	29.23	19	—	—	—	—
失拟	0.47	5	0.094	0.55	0.7336	— 0.62
残差	随机误差	0.85	5	0.17	—	0.68
总残差	1.32	10	0.13	—	—	—

变异来源	平方和	自由度	R²	F 值	P 值	贡献率	
回归	线性项	1.80	3	0.0614	4.52	0.0299	4.82
	二次项	23.50	3	0.8040	59.22	< 0.0001	79.06
	交互项	2.61	3	0.0894	6.58	0.0099	7.59
	总回归	27.91	9	0.9547	23.44	< 0.0001	—
响应均值			10.907500				
均方根			0.363748				
R²			0.9547				
R² _{Adj}			0.9140				
变异系数			3.3348				

分析来确定各因素最佳水平是不全面的。

2.3.3 模型单因素边际效应分析

回归方程(2)中, 固定 2 个因素于零水平, 求第 3 个因素与果胶提取得率的一元降维回归方程, 得到 3 因素在不同水平下对果胶提取得率影响关系的边际效应, 如图 2 所示: A、B、C 三因素性状的边际效应指数都与产量边际效应指数呈显著负相关, 对应线性方程的决定系数(即斜率)分别为 - 2.4016、- 1.0656、- 0.5636。各因素水平编码越大, 边际产量越低; 但变化程度为 A > B > C。

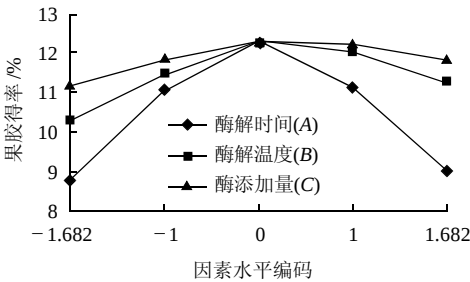


图 1 单因素与果胶得率关系图

Fig.1 Effect of each factor on the extraction rate of pectin

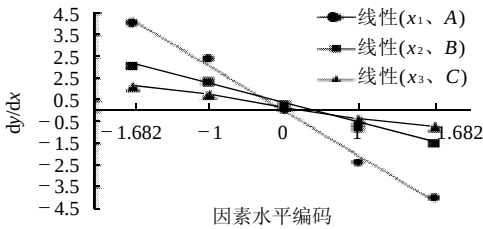


图 2 各因素边际效应指数

Fig.2 Marginal effect index of each factor

2.3.4 模型双因素交互作用效应分析

将回归方程(2)中的任意 1 个因素固定在零水平, 对余下的 2 个因素按照所得的二元二次回归方程进行编程运算, 得到交互因素的响应面和等高线图(图 3)。

响应曲面坡度的陡峭、平缓, 表明响应值对于处理条件改变的反应敏感性大、小。等高线图中椭圆排列越密集, 说明因素变化对响应值影响越大; 同时, 等高线的形状可反映出交互效应的强弱大小(椭圆形表示两因素交互作用显著, 而圆形则预示可忽略)。由图 3 并结合表 4 的贡献率分析可知: 模型中因素 AC 和因素 BC 之间的交互作用较显著。

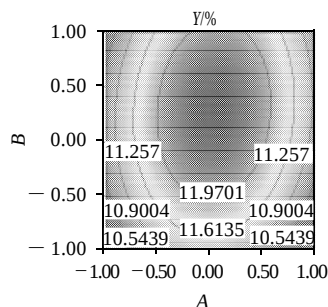
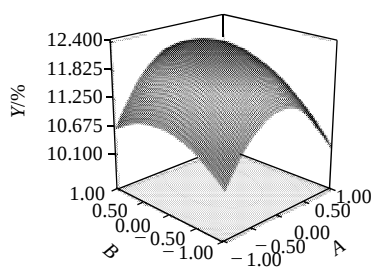
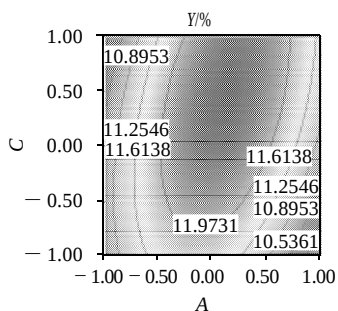
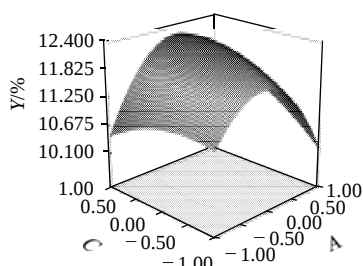
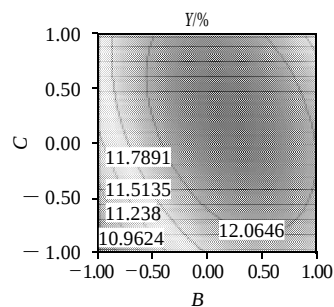
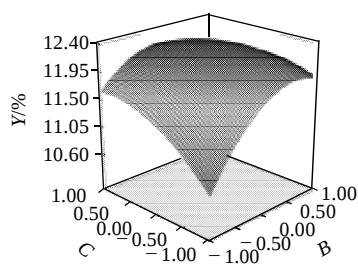
a. $Y = f(A, B)$ 的响应面与等高线b. $Y = f(A, C)$ 的响应面与等高线c. $Y = f(B, C)$ 的响应面与等高线

图3 各两因素交互作用对果胶提取得率影响的影响面图及等高线图

Fig.3 Response surface and contour plots showing the interactive effects of three factors on the extraction rate of pectin

2.3.5 最佳工艺条件的确定

表5 基于试验编码值的优化条件转化

Table 5 Determination of optimal extraction conditions based on experimental codes through canonical analysis

因素	编码值	实际值 Y%	预测值 Y%	特征向量			特征值
				A	B	C	
A	0.060735	5.06		0.196063	-0.336673	0.920983	-0.505311
B	0.117988	40.58	12.350539	0.202333	0.932891	0.297953	-1.598410
C	0.203809	0.460		0.959490	-0.127928	-0.251025	-3.597976

表6 岭脊回归分析

Table 6 Ridge regression analysis for optimization of three extraction conditions

编码半径	响应预测值	标准误差	因素预测值		
			A	B	C
0	12.283813	0.148355	0	0	0
0.1	12.329847	0.147870	0.035143	0.123678	0.108443
0.2	12.348904	0.146706	0.081369	0.192347	0.263717
0.3	12.348041	0.145756	0.128388	0.191107	0.449016
...	...	...	...	...	...
1.0	12.013223	0.283485	0.389461	-0.156219	1.628816

利用 SAS RSREG Procedure 确定各因素优化参数; 分析该优化条件下的特征值, 因为都是负值, 故判定该试验设计能获得果胶最大相对提取得率 $Y = 12.350539\%$; 然后用典型分析法进行岭脊回归(ridge analysis)寻优^[23-25], 得到理论上的最佳点: 即编码半径 0.2、 $A = 5.08\text{h}$ 、 $B = 40.96^\circ\text{C}$ 、 $C = 0.463\%$, 此时, 响应预测柑橘皮中果胶的提取得率为 12.348904% 。实际生产中, 可将时间 5.1h 、温度 41°C 、复合酶添加量 0.46% 作为最佳工艺参数。

2.3.6 验证实验

在最佳生产工艺条件下, 果胶提取得率为 $(12.22 \pm 0.16)\%$ ($n = 5$), 比理论值 12.35% 稍低; 说明回归模型

表7 果胶的主要技术指标
Table 7 Major technical parameters of pectin obtained in this study

指标	世界粮农组织(FAO)	美国食品化学品法典(FCC)	欧盟委员会指令(EEC)	中国轻工行业标准(QB 2484 — 2000)	传统酸法提取产品检测值	酶法提取产品实测值
干燥失重	≤ 12%	≤ 12%	≤ 12%	≤ 8%	7.4	6.3
灰分	—	—	—	≤ 5%	3.9	2.1
盐酸不溶残留物	≤ 1%	≤ 1%	≤ 1%	≤ 1%	0.8	0.5
二氧化硫($\times 10^{-6}$)	≤ 50	≤ 50	≤ 50	≤ 50	42	27
甲基硫酸钠	—	≤ 0.1%	—	—	—	—
酒精残留溶剂	≤ 1%	≤ 1%	≤ 1%	—	—	—
氮含量, 胺基化果胶	—	—	≤ 2.5%	—	—	—
氮含量, 果胶	≤ 2.5%	—	≤ 0.5%	—	—	—
半乳糖醛酸纯度	≥ 65%	—	≥ 65%	—	—	—
总半乳糖醛酸	—	≥ 65%	—	≥ 65%	76.7	87.3
胺基化度	≤ 25%	≤ 25%	≤ 25%	—	—	—
砷含量($\times 10^{-6}$)	≤ 3	≤ 3	≤ 3	≤ 2	1.6	0.4
铅含量($\times 10^{-6}$)	≤ 10	≤ 5	≤ 10	≤ 5	4.1	2.8
铜含量($\times 10^{-6}$)	≤ 50	—	—	—	—	—
锌含量($\times 10^{-6}$)	≤ 25	—	≤ 25	—	—	—
铜锌总量(9×10^{-6})	—	—	≤ 50	—	—	—
重金属(以Pb计)($\times 10^{-6}$)	—	≤ 20	—	≤ 15	13	10
pH	—	—	—	2.6~3.0	2.7	2.8
胶凝度(SAG值)	—	—	—	—	165	186

注: —, 未规定或未检出。

中仍存在干扰因素, 今后的研究, 建议考虑更为合适的复合酶组成以及其他辅助酶解手段(如微波)等。

2.4 产品检测

外观指标: 米白色, 无异味。理化指标见表7。

3 结 论

在预试验基础上, 采用PB法筛选确定时间、温度和复合酶添加量为重要影响因素; 并应用Box-Behnken中心组合设计和SAS统计软件优化其最佳水平, 得到适宜的工艺参数为时间5.1h、温度41℃、复合酶添加量0.46%。回归方程的最大预测值12.35%与验证值12.22%非常接近, 说明其能较真实地反映各筛选因素的影响, 建立的数学模型与实际情况较为吻合; 因此, 用响应面法优化复合酶提取柑橘皮果胶的酶解条件是有效可行的。

复合酶提取柑橘皮果胶不仅能减少传统酸法对环境的污染, 而且可以提高果胶得率, 还能显著提升果胶品质(如增强胶凝度、降低灰分含量、改善色泽等); 通过产品检测, 所有指标均达到或超过国家标准。但是, 本方法的最大缺点是提取时间较长, 不适宜工业化生产, 下一步的研究重点是寻找合适的反应条件大幅缩短提取时间。

参考文献:

- [1] 詹晓北. 食用胶的生产、性能与应用[M]. 北京: 中国轻工业出版社, 2003.
- [2] 单杨. 中国柑橘工业的现状、发展趋势与对策[J]. 中国食品学报, 2008, 8(1): 1-8.
- [3] CHO C W, LEE D Y, KIM C W. Concentration and purification of soluble pectin from mandarin peels using crossflow microfiltration system[J]. Carbohydrate Polymers, 2003, 54(1): 21-26.
- [4] KIM W C, LEE D Y, LEE C H, et al. Optimization of narirutin extraction during washing step of the pectin production from citrus peels[J]. Journal of Food Engineering, 2004, 63(2): 191-197.
- [5] 游新侠, 孔欣欣. 微波辅助提取苹果渣中高酯果胶的研究[J]. 郑州牧业工程高等专科学校学报, 2009, 29(1): 17-19; 30.
- [6] JAYANI R S, SHUKLA S K, GUPTA R. Screening of bacterial strains for polygalacturonase activity: its production by *Bacillus sphaericus* (MTCC 7542)[J]. Enzyme Res, 2010. DOI: 10.4061/2010/306785.
- [7] EDASHIGE Y, MURAKAMI N, TSUJITA T. Inhibitory effect of pectin from the segment membrane of citrus fruits on lipase activity[J]. J Nutr Sci Vitaminol (Tokyo), 2008, 54(5): 409-415.
- [8] MANDALARI G, BENNETT R N, KIRBY A R, et al. Enzymatic hydrolysis of flavonoids and pectic oligosaccharides from bergamot (*Citrus bergamia* Risso) peel[J]. J Agric Food Chem, 2006, 54(21): 8307-8313.
- [9] NEUMAN M. Metabolic effects and drug interactions provoked by certain vegetables: grapefruit, St. John's wort and garlic[J]. Presse Med, 2002, 31(30): 1416-1422.
- [10] PENEL C, GREPPIN H. Binding of plant isoperoxidases to pectin in the presence of calcium[J]. Febs Lett, 1994, 343(1): 51-55.
- [11] 张一青, 陆兆新, 尤华. 原果胶酶提取桔柚皮中果胶的研究[J]. 食品科学, 2005, 26(1): 150-153.
- [12] LIU Y, SHI J, LANGRISH T A G. Water-based extraction of pectin from flavedo and albedo of orange peels[J]. Chemical Engineering Journal, 2006, 120(3): 203-209.
- [13] KRATCHANOVA M, PAVLOVA E, PANCHEV I. The effect of microwave heating of fresh orange peels on the fruit tissue and quality of

- extracted pectin[J]. Carbohydrate Polymers, 2004, 56(2): 181-185.
- [14] 田三德, 任红涛. 果胶生产技术工艺现状及发展前景[J]. 食品科技, 2003(1): 53-55.
- [15] CHAFER M, GONZALEZ-MARTNEZ C, CHIRALT A, et al. Micro-structure and vacuum impregnation response of citrus peels[J]. Food Research International, 2003, 36(1): 35-41.
- [16] 周倩, 何小维, 罗志刚. 果胶的制备及其应用[J]. 食品工业科技, 2007, 28(9): 240-243.
- [17] 夏其乐, 张俊, 邢建荣, 等. 橘瓣酶解脱囊衣工艺及其罐头品质的研究[J]. 中国食品学报, 2010, 10(1): 79-85.
- [18] RATNAM B V V, RAO M N, RAO M D, et al. Optimization of fermentation conditions for the production of ethanol from sago starch using response surface methodology[J]. World Journal of Microbiology and Biotechnology, 2003, 19(5): 523-526.
- [19] TRUPKIN S, LEVIN L, FORCHIASSIN F, et al. Optimization of a culture medium for ligninolytic enzyme production and synthetic dye decolorization using response surface methodology[J]. Journal of Industrial Microbiology & Biotechnology, 2003, 30(12): 682-690.
- [20] VEGA-ESTRADA J, FLORES-COTERA L B, SANTIAGO A, et al. Draw-fill batch culture mode for production of xylanases by *Cellulomonas flavigena* on sugar cane bagasse[J]. Applied Microbiology and Biotechnology, 2002, 58(4): 435-438.
- [21] 周向荣, 夏延斌, 周跃斌. 响应面法优化盐渍蒜头蒜素提取工艺参数[J]. 农业工程学报, 2008, 24(2): 270-276.
- [22] 苏东林, 单杨, 李高阳, 等. 酶法辅助提取柑橘皮总黄酮的工艺优化研究[J]. 农业工程学报, 2008, 24(4): 240-245.
- [23] SRINIVASA P C, RAVI R, THARANATHAN R N. Effect of storage conditions on the tensile properties of ecofriendly chitosan films by response surface methodology[J]. Journal of Food Engineering, 2007, 80(1): 184-189.
- [24] 苏东林, 单杨, 李高阳, 等. 柑桔皮总黄酮提取工艺优化及其数学模型研究[J]. 食品科学, 2008, 29(5): 167-172.
- [25] 苏东林, 张忠刚, 周向荣, 等. 永丰辣酱人工接种发酵工艺优化及其数学模型研究[J]. 食品与机械, 2009, 25(4): 112-115; 127.

中国粮油学会会刊 中国粮油食品工业科技期刊
中国核心期刊(遴选)数据库收录期刊 中文科技期刊数据库收录期刊
中国学术期刊(网络版)收录期刊 中国学术期刊(光盘版)收录期刊

粮食科技与经济

邮发代号: 42-167

《粮食科技与经济》是面向国内外公开发行的科技期刊(双月刊)。国内统一连续出版物号: CN43-1252/TS, 国际标准连续出版物号: ISSN1007-1458。

《粮食科技与经济》现开设食品科学、检测与分析、粮油储藏、粮油工程、粮油加工、专家论坛、创新发展、市场行情、现代物流、经营管理、国外粮农、三农关注等栏目。

双月刊, 逢单月15日出版。彩封, 大16开本, 56页。每期定价12元, 全年72元。

订阅办法:

1) 全国各地邮局均可预订。
邮发代号: 42-167

2) 直接向杂志社订购。
电话: (0731) 84487437 84487361
传真: (0731) 84487437
http: //www.cfinagst.com
E-mail: hbjg@163.com

邮局汇款:
地址: 长沙市芙蓉中路一段2号
粮食科技与经济杂志社
邮政编码: 410008

银行汇款:
户名: 粮食科技与经济杂志社
开户银行: 长沙市工行伍家岭支行
账号: 1901010009014406306

欢迎订阅 欢迎赐稿 欢迎刊登广告