

基于因子分析的青稞新品系性状评价研究

刘建华，徐银萍，火克仓

(甘肃省农业科学院经济作物与啤酒原料研究所，甘肃 兰州 730070)

摘要：揭示青稞品质的内在影响因子，为青稞产业多元化、绿色、持续发展提供有力支撑。以近年来选育的 12 个优异青稞品种(系)为试验材料，利用因子分析法对 14 个性状进行分析，并对分析结果进行了 Promax 斜旋转。结果表明，在 2 次综合评价中，202004 的综合评分均居第 1 位，可作为新品种进行后续品种区域试验。202055、202035 和对照品种陇稞 1 号的综合评分居前 4 位，可作为青稞育种过程中的改良亲本。另外，202122、202029、202036 品种(系)的排序靠后，但部分主因子得分较高，可作为性状改良的资源加以利用。

关键词：因子分析；Promax 斜旋转；青稞；性状评价

中图分类号：S512.3 文献标志码：A

文章编号：2097-2172(2025)08-0728-06

doi:10.3969/j.issn.2097-2172.2025.08.008

Study on the Trait Evaluation of New Hulless Barley Lines Based on Factor Analysis

LIU Jianhua, XU Yinping, HUO Kecang

(Institute of Economic Crops and Malting Barley, Gansu Academy of Agricultural Sciences, Lanzhou Gansu 730070, China)

Abstract: This study aims to reveal the intrinsic influencing factors of highland barley quality and to provide strong support for the diversified, green, and sustainable development of the highland barley industry. 12 elite highland barley varieties (lines) developed in recent years were used as experimental materials. 14 traits were analyzed using factor analysis, followed by Promax oblique rotation. The results showed that in two rounds of comprehensive evaluation, 202004 ranked first in the comprehensive score and was suitable for subsequent regional variety experiment as a new cultivar. 202055, 202035, and the control variety Longke 1 ranked among the top 4 and could be used as improved parents in highland barley breeding. In addition, although 202122, 202029, and 202036 ranked lower overall, they had high scores in some principal factors and could be used as resources for trait improvement.

Key words: Factor analysis; Promax oblique rotation; Highland barley; Trait evaluation

青稞 (*Hordeum vulgare L. var. nudum Hook. f.*) 属于禾本科大麦属，具有耐寒、耐旱、耐瘠薄等特性，广泛分布于我国西藏、四川、青海和甘肃等地^[1-2]。青稞既能为藏区居民提供口粮，又能为畜牧和水产、水禽养殖等提供饲料，同时还可作为啤酒和酿造工业的重要原料。近年来，随着对青稞营养成分和医药保健功效研究的不断深入^[3-4]，人们对青稞食用保健功能越来越重视。随着青稞加工产业的兴起以及消费市场对营养保健功能的日益重视，多元化品质性状已成为青稞育种的核心目标。然而，青稞品质评价涉及蛋白质、脂肪、氨基酸、维生素、矿物质及功能活性成分如 β -

葡聚糖、 γ -氨基丁酸等多个指标。这些指标不仅数量庞大，彼此间更存在复杂的相关性。面对如此多维度的数据矩阵，传统的单一指标或经验性评价方法难以实现品种品质的客观比较和综合分级。因此，如何运用科学的统计方法解析复杂的品质数据，已成为新品种选育的关键。

因子分析(Factor analysis)是寻找对观察结果起支配作用的潜在因子的探索性统计分析方法，目前已广泛应用于生物学、生态学、医学、化学和物理学等领域^[5-8]。研究中因子得分的依据只来自数据方差极大旋转处理后的载荷矩阵^[9-11]，但是在方差极大旋转过程中，因子轴相互正交，始终

收稿日期：2025-02-10

基金项目：国家自然科学基金(32260499)；甘肃省重点研发计划(22YF7NA034)；甘肃省农业科学院科技创新专项现代生物育种专项(2023GAAS13)。

作者简介：刘建华（1980—），男，河南商丘人，副研究员，研究方向为大麦、青稞育种及种植。Email: 35543162@qq.com。

保持之间互不相关的特点^[12]。农作物是一个复杂的多基因系统, 每个性状并非孤立存在, 而是在生物体这一整体系统中相互联系、相互影响的复杂系统群^[13]。因此, 我们选取12个表现优异的青稞品种(系), 采用因子分析法进行综合评价, 并对分析结果进行Promax斜旋转, 利用相关因子对变量进行线性描述, 使因子模型最大程度地反映真实情况, 从而揭示青稞品质的内在影响因子, 为深入研究其遗传机制及品种选育工作提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 试验地概况

试验在武威市凉州区甘肃省农业科学院黄羊麦类作物育种试验站进行。该区位于甘肃省河西走廊东部, 属于大陆性温带干旱半干旱气候, 平均海拔1766 m, 年日照时数2360~2920 h, 无霜期135~150 d, 年平均气温6.5 °C, 年平均降水量210 mm左右, 年蒸发量2019 mm。试验地土质为灌漠土, 0~20 cm耕层土壤含全氮0.78 g/kg、全磷0.93 g/kg、全钾1.26 mg/kg、碱解氮83.52 g/kg、有效磷11.33 mg/kg、速效钾186.71 mg/kg、有机质25.46 mg/kg, pH 8.27。

1.2 试验材料

参试品种(系)为甘肃省农业科学院经济作物与啤酒原料研究所青稞研究团队选育的春性青稞新品系202029、202030、202055、202004、202036、

202003、202035、202013-1、202006、202122、202013-2, 对照品种为陇稞1号(CK)。

1.3 试验设计与方法

试验采用单因素完全随机区组设计, 每品种(系)为1个处理, 3次重复, 小区面积12.5 m²。3月18日人工开沟撒播, 行距0.25 cm, 播种量450 kg/hm²。施肥量为N 105 kg/hm²、P₂O₅ 105 kg/hm², 肥料作为底肥一次性均匀施入, 于拔节期和抽穗期分别灌水1500 m³/hm², 其他田间管理同大田。

生长指标参照《大麦种质资源描述规范和数据标准》测定^[14]; 品质指标使用1241近红外快速品质分析仪(瑞典FOSS公司)测定。收获时每份材料连续取30株单株测定分蘖数(X1)、穗长(X2)、株高(X3)、穗粒数(X4)、叶片长(X5)、叶片宽(X6), 收获后测定千粒重(X7)、粗蛋白(X8)、灰分(X9)、β-葡聚糖(X10)、浸出物(X11)、膳食纤维(X12)、粗脂肪(X13)和产量(X14)。

1.4 数据统计与分析

采用Microsoft Excel 2003软件进行数据处理, 采用DPS 7.05软件对数据进行相关性分析和因子分析, 使用Origin 2021软件进行作图。

2 结果与分析

2.1 参试品种(系)主要性状相关性分析

参试品种(系)主要性状间的相关性见图1。结果表明, 穗长(X2)与穗粒数(X4)呈极显著负相关

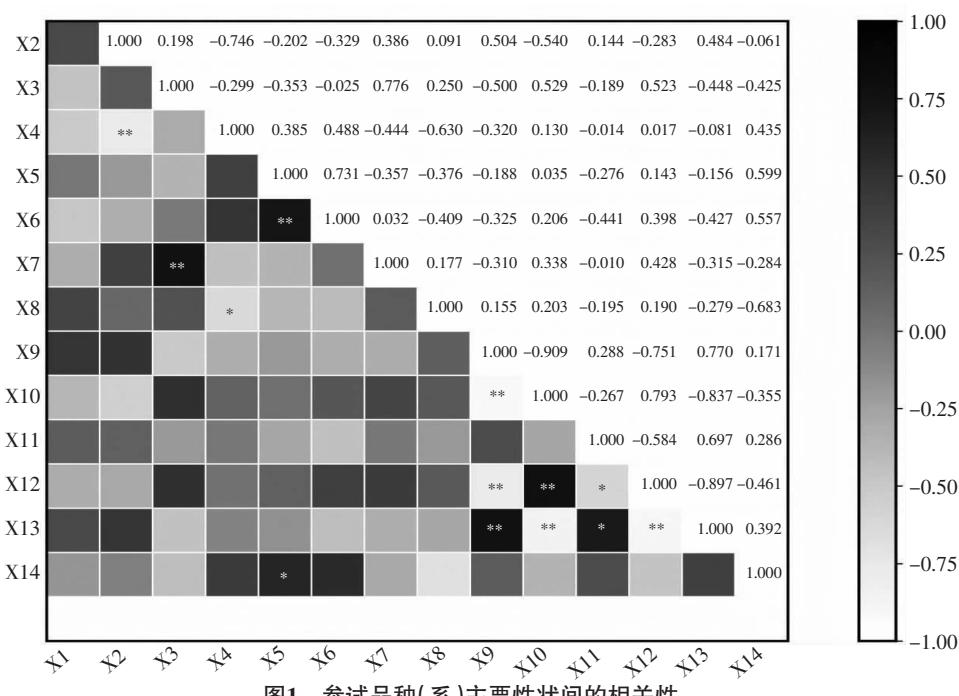


图1 参试品种(系)主要性状间的相关性

($P<0.01$)；株高(X3)与千粒重(X7)呈极显著正相关($P<0.01$)；穗粒数(X4)与粗蛋白(X8)呈显著负相关($P<0.05$)；叶片长(X5)与叶片宽(X6)呈极显著正相关($P<0.01$)，与产量(X14)呈显著正相关($P<0.05$)；灰分(X9)与 β -葡聚糖(X10)、膳食纤维(X12)呈极显著负相关($P<0.01$)，与粗脂肪(X13)呈极显著正相关($P<0.01$)； β -葡聚糖(X10)与膳食纤维(X12)呈极显著正相关($P<0.01$)，与粗脂肪(X13)呈极显著负相关($P<0.01$)；浸出物(X11)与膳食纤维(X12)呈显著负相关($P<0.05$)，与粗脂肪(X13)呈显著正相关($P<0.05$)；膳食纤维(X12)与粗脂肪(X13)呈极显著负相关($P<0.01$)。

2.2 参试品种(系)各性状的因子分析

对12份青稞材料的14个指标进行因子分析，得到11个公因子(表1)。F1、F2、F3、F4的特征值均大于1，累计方差贡献率为86.66%，能够反映大部分原始数据的信息量。

表1 因子的特征值和贡献率

因子	特征值	方差贡献率 /%	累计贡献率 /%
F1	5.072 4	36.23	36.23
F2	3.839 0	27.42	63.65
F3	1.759 3	12.57	76.22
F4	1.461 9	10.44	86.66
F5	0.742 4	5.30	91.96
F6	0.470 4	3.36	95.32
F7	0.277 0	1.98	97.30
F8	0.178 2	1.27	98.57
F9	0.114 2	0.82	99.39
F10	0.076 0	0.54	99.93
F11	0.009 0	0.07	100

为了更好地了解每个主因子的意义，对主因子采用方差极大旋转的方法施行旋转，因子载荷矩阵如表2所示。可以看出，F1解释的品质指标较多，主要由灰分(X9)、 β -葡聚糖(X10)、膳食纤维(X12)、粗脂肪(X13)所决定，载荷值分别为-0.883 3、0.896 4、0.914 2、-0.914 5，这4个变量所反映的信息量占总体的36.23%；F2解释的性状指标主要由穗粒数(X4)决定，载荷值为0.840 3；F3解释的产量指标主要由千粒重(X7)决定，载荷值为0.619 6；F4解释的性状指标主要由穗长(X2)决定，载荷值为0.542 3。

表2 正交旋转后的主因子载荷矩阵

性状	主因子			
	F1	F2	F3	F4
分蘖数(X1)	-0.542 6	-0.310 8	-0.578 6	0.180 1
穗长(X2)	-0.468 6	-0.522 1	0.388 1	0.542 3
株高(X3)	0.602 8	-0.524 0	0.493 1	0.025 8
穗粒数(X4)	0.201 3	0.840 3	0.010 7	-0.405 8
叶片长(X5)	0.133 7	0.724 9	-0.188 4	0.508 5
叶片宽(X6)	0.459 9	0.688 2	0.123 8	0.472 8
千粒重(X7)	0.422 8	-0.539 3	0.619 6	0.193 8
粗蛋白(X8)	0.107 7	-0.732 2	-0.475 7	0.048 4
灰分(X9)	-0.883 3	-0.133 4	-0.094 6	0.213 0
β -葡聚糖(X10)	0.896 4	-0.083 5	-0.072 2	-0.263 6
浸出物(X11)	-0.568 6	-0.023 8	0.390 6	-0.501 9
膳食纤维(X12)	0.914 2	-0.131 9	-0.117 7	0.164 9
粗脂肪(X13)	-0.941 5	0.057 3	0.267 4	-0.107 0
产量(X14)	-0.324 8	0.785 4	0.342 8	0.206 3
特征值	5.072 4	3.839 0	1.759 3	1.461 9
累计贡献率/%	36.231 2	63.652 5	76.219 1	86.661 5

2.3 参试品种(系)形态性状的主因子得分和综合评价

根据4个主因子的得分系数矩阵(表3)，建立因子分析模型。

$$\begin{aligned} F1 &= -0.257 8 X1 - 0.576 9 X2 + 0.419 3 X3 + 0.188 7 \\ X4 + 0.138 1 X5 + 0.227 4 X6 + 0.271 7 X7 + 0.127 3 \\ X8 - 0.920 2 X9 + 0.971 4 X10 - 0.215 4 X11 + 0.790 2 \\ X12 - 0.814 8 X13 - 0.305 6 X14 \\ F2 &= -0.106 3 X1 - 0.007 9 X2 - 0.283 4 X3 + 0.329 7 \\ X4 + 0.884 6 X5 + 0.773 2 X6 - 0.125 6 X7 - 0.616 7 \\ X8 - 0.119 8 X9 - 0.095 8 X10 - 0.061 6 X11 + 0.016 0 \end{aligned}$$

表3 正交旋转后的因子得分系数

性状	主因子			
	F1	F2	F3	F4
X1	-0.257 8	-0.106 3	-0.228 4	0.884 9
X2	-0.576 9	-0.007 9	0.693 9	0.349 8
X3	0.419 3	-0.283 4	0.749 7	-0.232 8
X4	0.188 7	0.329 7	-0.596 5	-0.669 8
X5	0.138 1	0.884 6	-0.259 8	0.141 3
X6	0.227 4	0.773 2	-0.006 8	-0.323 1
X7	0.271 7	-0.125 6	0.895 8	-0.094 8
X8	0.127 3	-0.616 7	0.101 7	0.523 6
X9	-0.920 2	-0.119 8	-0.099 5	0.249 7
X10	0.971 4	-0.095 8	0.082 7	-0.087 6
X11	-0.215 4	-0.061 6	0.007 8	0.016 8
X12	0.790 2	0.016 0	0.240 2	-0.009 8
X13	-0.814 8	0.018 0	-0.069 3	0.033 5
X14	-0.305 6	0.811 1	-0.147 4	-0.245 5
方差贡献	3.990 2	2.662 7	2.432 9	1.947 5
累计贡献	0.285 0	0.475 2	0.649 0	0.788 1

$$X_{12} + 0.0180 X_{13} + 0.8111 X_{14}$$

$$F_3 = -0.2284 X_1 + 0.6939 X_2 + 0.7497 X_3 - 0.5965$$

$$X_4 - 0.2598 X_5 - 0.0068 X_6 + 0.8958 X_7 + 0.1017 X_8 -$$

$$0.0995 X_9 + 0.0827 X_{10} + 0.0078 X_{11} + 0.2402$$

$$X_{12} - 0.0693 X_{13} - 0.1474 X_{14}$$

$$F_4 = 0.8849 X_1 + 0.3498 X_2 - 0.2328 X_3 - 0.6698$$

$$X_4 + 0.1413 X_5 - 0.3231 X_6 - 0.0948 X_7 + 0.5236 X_8 +$$

$$0.2497 X_9 - 0.0876 X_{10} + 0.0168 X_{11} - 0.0098 X_{12} +$$

$$0.3350 X_{13} - 0.2455 X_{14}$$

按各公因子对应的方差贡献率为权重构造综合评价模型, 得综合评价函数。

$$F = 0.4181 F_1 + 0.3164 F_2 + 0.1450 F_3 + 0.1205 F_4$$

利用该数学模型公式, 计算各品种(系)的综合得分, 并对得分进行排序(表4)。结果表明, 综合评价前4位的品种(系)分别为202004、202055、202036、202035, 综合评价得分分别为1.3582、0.8747、0.8305、0.8150。

2.4 参试品种(系)各性状的斜交参考因子分析

在方差极大旋转过程中, 因子之间保持互不相关的特点。然而在生物学、生态学等领域的研究中, 事物变化的各种内在因素之间始终存在着错综复杂的联系。因此我们对上述结果进行Promax斜旋转, 用相关因子对变量进行线性描述, 使因子模型最大程度地表现真实情况。在正交旋转的基础上进行Promax斜旋转得到斜交参考因子模式矩阵(表5), 建立因子分析模型。

$$PF_1 = 0.1129 X_1 - 0.5849 X_2 + 0.3028 X_3 + 0.0634$$

$$X_4 + 0.2808 X_5 + 0.0378 X_6 + 0.2737 X_7 + 0.0841 X_8 -$$

$$1.0897 X_9 + 1.1593 X_{10} + 0.3020 X_{11} + 0.7280 X_{12} -$$

表5 斜交参考因子模式矩阵

性状	因子			
	PF1	PF2	PF3	PF4
分蘖数(X1)	0.1129	0.1936	-0.2982	1.1256
穗长(X2)	-0.5849	0.1867	0.7302	0.2126
株高(X3)	0.3028	-0.2604	0.7684	-0.3855
穗粒数(X4)	0.0634	0.0221	-0.5402	-0.6419
叶片长(X5)	0.2808	1.0648	-0.1502	0.4460
叶片宽(X6)	0.0378	0.7794	0.0923	-0.2690
千粒重(X7)	0.2737	-0.0064	0.9693	-0.1821
粗蛋白(X8)	0.0841	-0.4715	-0.0840	0.4434
灰分(X9)	-1.0897	-0.1620	-0.1686	0.0315
β-葡聚糖(X10)	1.1593	-0.0178	0.0944	0.1245
浸出物(X11)	0.3020	-0.0617	0.1545	0.2388
膳食纤维(X12)	0.7280	0.1382	0.2091	0.0569
粗脂肪(X13)	-0.6952	-0.0604	-0.0029	-0.0173
产量(X14)	-0.1750	0.7892	0.0484	-0.0794

$$0.6952 X_{13} - 0.1750 X_{14}$$

$$PF_2 = 0.1936 X_1 + 0.1867 X_2 - 0.2604 X_3 + 0.0221$$

$$X_4 + 1.0648 X_5 + 0.7794 X_6 - 0.0064 X_7 - 0.7415 X_8 -$$

$$0.1620 X_9 - 0.0178 X_{10} - 0.0617 X_{11} + 0.1382 X_{12} -$$

$$0.0604 X_{13} + 0.7892 X_{14}$$

$$PF_3 = -0.2982 X_1 + 0.7302 X_2 + 0.7684 X_3 - 0.5402$$

$$X_4 - 0.1502 X_5 + 0.0923 X_6 + 0.9693 X_7 - 0.0840 X_8 -$$

$$0.1686 X_9 + 0.0944 X_{10} + 0.1545 X_{11} + 0.2091 X_{12} -$$

$$0.0029 X_{13} + 0.0484 X_{14}$$

$$PF_4 = 1.1256 X_1 + 0.2126 X_2 - 0.3855 X_3 - 0.6419$$

$$X_4 + 0.4460 X_5 - 0.2690 X_6 - 0.1821 X_7 + 0.4434 X_8 +$$

$$0.0315 X_9 + 0.1245 X_{10} + 0.2388 X_{11} + 0.0569 X_{12} -$$

$$0.0173 X_{13} - 0.0794 X_{14}$$

结合综合评价函数, 计算各品种(系)的斜交

表4 青稞品种(系)性状主因子得分及排序

品种(系)	F1	F2	F3	F4	F综合	排序
202029	-0.1214	1.1849	1.4107	0.9212	0.6397	9
202030	0.0990	0.9684	1.5402	0.9023	0.6798	6
202055	0.3451	2.0311	0.6616	-0.0679	0.8747	2
202004	0.8314	3.1138	0.8710	-0.8376	1.3582	1
202013-1	0.0924	0.7815	1.9171	0.7818	0.6581	7
202036	0.2928	1.2317	1.9370	0.3113	0.8305	3
202003	0.1580	1.5613	0.8342	-0.3060	0.6441	8
202035	0.2642	1.0911	2.0261	0.5437	0.8150	4
202006	0.0911	1.2972	0.6457	0.4132	0.5920	10
202122	-1.0376	1.2867	1.8703	1.3151	0.4030	12
202013-2	-0.3782	1.1552	1.2116	1.4572	0.5587	11
陇稞1号(CK)	-0.1159	1.2829	1.4438	1.0001	0.6873	5

表6 斜交参考因子得分及排序

品种(系)	PF1	PF2	PF3	PF4	PF综合	排序
202029	0.696 6	2.017 4	1.801 4	1.483 3	1.369 5	8
202030	0.976 3	1.806 8	1.921 3	1.472 1	1.435 8	6
202055	1.018 6	2.512 0	1.201 4	0.639 3	1.471 9	4
202004	1.161 0	3.523 4	1.594 3	-0.123 2	1.816 5	1
202013-1	0.820 8	1.594 5	2.287 7	1.185 9	1.322 3	9
202036	0.910 9	1.943 2	2.412 0	0.727 7	1.433 1	7
202003	0.750 4	1.872 2	1.351 4	0.199 5	1.126 1	12
202035	0.980 5	1.892 3	2.479 7	0.992 2	1.487 8	3
202006	0.873 6	1.832 9	1.041 6	1.045 8	1.222 2	10
202122	-0.133 2	2.278 2	2.326 7	1.786 5	1.217 8	11
202013-2	0.698 5	2.155 6	1.573 8	2.180 2	1.465 0	5
陇裸1号(CK)	0.845 9	2.177 0	1.878 8	1.659 7	1.514 9	2

参考因子得分，并对得分进行排序(表6)。结果表明，综合评价居第1位的品种(系)为202004，综合评价得分为1.816 5；第2、3、4位的分别为陇裸1号(CK)、202035、202055，综合评价得分分别为1.514 9、1.487 8、1.471 9。

3 讨论与结论

青稞等麦类作物的产量主要受穗粒数、有效穗数、千粒质量、穗长等产量性状影响^[15]。董鑫等^[16]研究发现，适当改良穗粒数、每穗小穗数、穗长等农艺性状，可有效提高青稞的产量。刘海翠等^[17]对51份青裸种质资源进行农艺性状分析，发现穗长与穗粒数成极显著负相关。

而董鑫等^[16]对39份青裸种植资源的研究中发现，穗长与穗粒数呈显著正相关。我们在选育过程中发现，同一青裸品种的穗长和穗粒数呈现正相关关系，但不同品种的因子分析结果表明，穗长与穗粒数呈极显著负相关。因此，青裸穗长与穗粒数之间的具体关系，仍有待进一步研究。

本研究对12个青裸品种(系)的14个性状通过因子分析提取了4个主因子，表达了86.66%的原始性状的信息。为了更好地了解每个主因子的意义，通过对主因子采用方差极大旋转的方法施行旋转，所得因子载荷可以看出，第1主因子为品质因子，主要由灰分(X9)、β-葡聚糖(X10)、膳食纤维(X12)、粗脂肪(X13)所决定；第2主因子为性状因子，主要由穗粒数(X4)决定；第3主因子为产量因子，主要由千粒重(X7)决定；第4

主因子为性状因子，主要由穗长(X2)决定。结合参试品种(系)主要性状相关性分析，株高、穗长、穗粒数和叶片长可以作为青裸田间形态选择的主要标准；灰分、β-葡聚糖、膳食纤维和粗脂肪可以作为作物青裸收获后品质选择的主要标准，这一结果与崔永梅等^[18]、王兴荣等^[19]、徐银萍等^[20]的结果基本一致。

因子旋转是因子分析中非常重要的一个步骤，它通过对原始数据进行旋转，使其处于更容易解释的状态，从而更好地解释数据的结构。Promax斜旋转是因子旋转的一种，它通过重分配来影响因子载荷的权重，可以加大因子载荷平方差^[21]。相比正交旋转，Promax斜旋转不论是对单因素实验研究还是多因素的定性定量研究，均表现出强大的优势，能提供更加全面和系统的分析结果^[22]。本研究根据4个主因子的贡献率和因子得分建立综合评价模型，对12个品种(系)进行综合评价，为了使因子模型最大程度地表现真实情况，进行了Promax斜旋转。结果表明，在2次综合评价中，202004的综合评分居第1位，可作为新品种进行后续品种区域试验。202055、202035和陇裸1号(CK)的综合评分居前4位，可作为青裸育种过程中的改良亲本。另外，202122、202029、202036等品种(系)的排序靠后，但有的主因子得分较高，可作为性状改良的资源加以利用。

参考文献：

- [1] 卢晶,余波,江谧,等.58份青裸种质资源遗

- 传多样性评价[J]. 作物杂志, 2025(2): 20–28.
- [2] 徐银萍, 火克仓, 王正凤, 等. 不同灌水量下氮磷钾配施对青稞产量和品质的影响[J]. 寒旱农业科学, 2022, 1(11): 161–166.
- [3] 程红娜, 秦丹丹, 许甫超, 等. 彩色青稞和彩色小麦籽粒的代谢组学比较分析[J]. 作物学报, 2025, 51(4): 932–942.
- [4] 牛小霞, 陈娟, 边金霞, 等. 青稞籽粒 β -葡聚糖含量影响因素研究进展[J]. 寒旱农业科学, 2023, 2(3): 203–208.
- [5] 赵树琪, 张华崇, 闫振华, 等. 基于因子分析对湖北省麦后棉新品种的评价[J]. 棉花科学, 2021, 43(6): 15–22.
- [6] 郭欣欣, 赵长民, 安婉玉, 等. 城市河流浮游生物功能群结构特征与影响因子分析——以贾鲁河郑州段为例[J]. 水生态学杂志, 2025, 46(4): 153–163.
- [7] 花代平, 汪瀚, 宣巧玉, 等. 基于因子分析与聚类分析的 757 例儿童肝豆状核变性中医证候研究[J]. 北京中医药大学学报, 2025, 48(3): 303–311.
- [8] 卢文东, 孙斌, 李光杰, 等. 因子分析在地球化学分区中的应用及指示意义——以山东省莒县—五莲地区 1:5 万水系沉积物测量数据为例[J]. 物探与化探, 2025, 49(2): 411–421.
- [9] 周桂梅, 刘振兴, 陈健. 基于因子分析和聚类分析对不同红小豆品种(系)性状的综合评价[J]. 现代农业科技, 2023(9): 41–44.
- [10] 喻馨漫, 张湘琦. 生猪上市企业财务风险实证研究——基于因子分析法[J]. 山西农经, 2024(20): 115–118.
- [11] 赵云. 基于因子分析的农牧民幸福感指数评价研究 [J]. 数学的实践与认识, 2023, 53(10): 266–276.
- [12] 唐启义. DPS 数据处理系统[M]. 北京: 科学出版社, 2010.
- [13] 陈贤, 杨磊, 杨德. 番茄品种品质性状的因子分析[J]. 河南农业科学, 2007(6): 109–112.
- [14] 张京, 刘旭. 大麦种质资源描述规范和数据标准[M]. 北京: 中国农业出版社, 2006.
- [15] 扎次, 次旦卓嘎, 错色, 等. 西藏冬青稞品种的产量、产量构成因素及生育期差异分析[J]. 大麦与谷类科学, 2025, 42(3): 28–34.
- [16] 董鑫, 戴雨洋, 强求旺姆, 等. 西藏部分青稞农艺性状表型变异分析与评价[J]. 西藏农业科技, 2025, 47(2): 13–21.
- [17] 刘海翠, 李羸, 石晓旭, 等. 51 份裸大麦种质资源农艺性状分析[J]. 大麦与谷类科学, 2023, 40(1): 18–25.
- [18] 崔永梅, 李洁, 张丽, 等. 青稞种质资源抗旱性鉴定评价[J]. 植物遗传资源学报, 2025, 26(3): 519–542.
- [19] 王兴荣, 李玥, 张彦军, 等. 青稞种质资源成株期抗旱性鉴定及抗旱指标筛选[J]. 作物学报, 2022, 48(5): 1279–1287.
- [20] 徐银萍, 潘永东, 张廷红, 等. 30 份大麦种质资源的苗期抗旱性鉴定及抗旱指标筛选[J]. 甘肃农业科技, 2021, 52(9): 56–67.
- [21] 金丕焕. 医学统计方法[M]. 3 版. 上海: 复旦大学出版社, 2009.
- [22] 刘鸿, 万刚, 李通, 等. Promax 斜旋转理论及在机能实验学中的应用[J]. 数理医药学杂志, 2011, 24(4): 473–475.