

1994~2013年宿州市冬小麦产量因素及农艺性状与单产的关系研究

晁林海¹, 李德² (1. 安徽省宿州市农业委员会, 安徽宿州 234000; 2. 安徽省宿州市气象局, 安徽宿州 234000)

摘要 [目的] 研究冬小麦产量因素及主要农艺性状与单产之间的定量关系, 为冬小麦品种选育、栽培措施改进等提供参考。[方法] 利用1994~2013年对宿州市冬小麦生长发育和产量要素的长期定位观测资料, 采用相关分析、通径分析和灰色关联度等分析方法, 探讨了宿州市冬小麦各产量要素及主要农艺性状与单产之间的关系特征。[结果] 不孕小穗率、子粒茎秆比、成穗率、三叶期基本苗数和单株成穗数5个要素的变异系数在20%以上。其中, 以三叶期基本苗数变异系数最大, 为25.52%。乳熟期有效穗数、单位面积穗粒数和三叶期基本苗数与单产为显著正相关, 相关系数分别为0.601 1、0.633 1和0.576 4, 均通过 $P < 0.05$ 的显著性检验。但不孕小穗率与单产之间为显著负相关, 相关系数为 $-0.559 0 (P < 0.05)$ 。通径系数分析表明, 穗粒重对单产的直接通径系数最大, 为6.245 7, 成穗率最小为0.261 4。各要素与单产之间的灰色关联度均在0.600 0以上, 由大到小的顺序分别为: 三叶期基本苗数、单位面积穗粒数、乳熟期有效穗数、穗粒重、乳熟期株高、千粒重、子粒数、小穗数、子粒茎秆比、单株成穗数、成穗率、生育期日数、不孕小穗率。[结论] 该结果可作为宿州市冬小麦品种选育和栽培措施改良等工作的参考依据。

关键词 冬小麦; 产量因素; 农艺性状; 单产

中图分类号 S512.1⁺1 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2015)22-026-05

Relationship about the Yield Factors and the Main Agronomic Traits and Yield Traits of Winter Wheat in 1994-2013 at Suzhou City
CHAO Lin-hai¹, LI De² (1. Suzhou City Agriculture Committee, Suzhou, Anhui 234000; 2. Suzhou City Bureau of Meteorology, Suzhou, Anhui 234000)

Abstract [Objective] The relationship about the yield factors and the main agronomic traits and yield traits of winter wheat in 1994-2013 at Suzhou City was studied to provide the reference for winter wheat variety breeding, cultivation measures improvement. [Method] Using the data of the winter-growth and yield factors of long-term observation from 1994-2013 at Suzhou city by correlation analysis, path analysis and some anther analytic methods. [Result] The results showed that there had five elements which the variation coefficients were more than 20%. Among them, the variation coefficient of three leaf stage basic seeding number was the largest, the number was 25.52 percent. The effective panicles of ratooning buds, spike grain number per unit area, the number of seedling at three-leaf stage have significant positive correlation with yield. The three significant factors were 0.601 1, 0.633 1 and 0.576 4. They all though significance test of $P < 0.05$. But it became a significant inverse correlation between inefficient spike number and yield, the correlation coefficient is $-0.559 0 (P < 0.05)$. Path coefficient analysis showed that ear grain weight was the largest, the number was 6.245 7, and the ear rate was the smallest, the number was 0.261 4. The order of gray correlation degree from big to small was the number of three-leaf stage, spike grain number per unit area, the effective panicles of ratooning buds, the grain weight per panicle, ratooning buds of plant height, thousand kernel weight, the grain number per panicle, number of grains per spike, seed stem ratio, panicle number per plant, ear rate, days of growing period, spike sterility rate (percent). [Conclusion] The result can be used as reference for winter wheat variety breeding and cultivation measures improvement at Suzhou City.

Key words Winter wheat; Yield factors; Agronomic traits; Yield

按照中国小麦种植区划, 安徽淮北平原属北方冬麦区的黄淮海区, 常年小麦种植面积超过240万 hm^2 , 总产量超过130亿kg, 播种面积和总产量分别居全国第3、4位^[1-2]。安徽宿州市地处淮北平原中部^[3], 多年来冬小麦单产变化情况与周围县(市)基本一致, 即小麦单产水平与相邻的山东、河南省相比仍存在一定的差距, 尤其是高产田块年际波动大, 高产重演性差^[4]。生产实践表明, 通过品种选育、栽培措施改进等是实现小麦高产稳产的重要途径^[5]。小麦单产即单位面积的产量是由单位面积穗数、穗粒数和千粒重3因素共同作用的, 不同品种具有不同的产量结构特征, 即使同一个产量水平, 不同基因型间产量构成模式也存在一定差异^[6-7]。但决定基因型产量的3因素取值范围及其变幅是有限度的, 产量水平的不断提高是产量结构3因素在原来平衡协调基础上达到更高一级的平衡协调^[8]。因此, 必须对产量因素构成特征有所了解, 才能为品种选育和栽培措施改良提供基础。

近年来, 有关小麦产量因素及农艺性状与单产之间关

系, 众多学者进行了相关研究, 但由于小麦品种特性和生产区域的不同, 研究结果不尽一致^[9-14], 而且这些学者的研究成果, 多是利用黄淮中北部和南部沿淮地区开展的试验数据取得。未文良等^[9]在安徽沿淮地区阜南县利用8个高产品种的试验认为, 单产与平均穗数、穗粒数显著正相关, 但与千粒重呈负相关。而王青等^[10]在安徽省沿淮怀远县试验则证实, 产量与穗粒重、千粒重呈正相关, 与穗数呈负相关。杨忠强等^[11]在河南新乡进行的试验认为, 单株重对单株产量的直接通径系数最大, 在以生物产量为目标时, 应把结实小穗数、穗粒数、穗粒重3个性状作为单株高产组合的选择指标。但是针对地处黄淮中部偏南地区淮北平原的安徽省宿州市, 目前尚未见特定气候生态条件下的冬小麦产量因素及主要农艺性状与单产之间关系方面的研究。该文利用1994~2013年冬小麦产量因素及主要农艺性状和单产的长期定位观测资料, 采用变异系数分析、相关分析、通径分析、灰色关联分析等方法, 探讨淮北平原中部地区特定气候生态条件下, 冬小麦产量因素及主要农艺性状与单产之间的定量关系, 以为冬小麦品种选育、栽培措施改进等提供参考。

1 材料与与方法

1.1 观测地概况及资料 观测地段属亚热带与暖温带气候过渡区, 冬小麦适宜播种期间日平均气温 $15 \sim 18 \text{ }^\circ\text{C}$, 能够

基金项目 安徽省农业科技成果转化项目, 皖财[2014]1651号分类科目, 20130106技术推广。

作者简介 晁林海(1969-), 男, 安徽砀山人, 高级农艺师, 硕士, 从事农作物新品种选育、推广及栽培技术研究。

收稿日期 2015-06-10

满足冬小麦苗期生长需求。越冬期间年平均气温 0℃左右,极端最低气温不低于 -20℃,越冬发生冻害几率较低。冬小麦生育期间多年平均降水量为 300 mm 左右,≥0℃积温为 2 300℃,日照时数约 1 300 h。

观测地位于宿州市紫芦湖农场生产田内(中心地理坐标 33.6° N、117.0° E,海拔 25.9 m),面积 15 000 m²,土壤质地为黏壤土。0~10 cm 和 0~20 cm 土层田间持水量(质量含水率,%)、土壤容重(g/cm³)和凋萎系数(质量含水率,%)分别为 27.3、1.26、10.3 和 26.7、1.34、9.9。观测地在宿州市属于中等肥力水平,0~20 cm 土层有机质含量为 22.86 g/kg、全氮(N)1.17 mg/kg,碱解氮 77.00 mg/kg,速效磷 25.50 mg/kg,速效钾 110.0 mg/kg,pH 6.9。观测地冬小麦品种先后为皖麦 19、皖麦 52,观测年度为 1994~2013 年。

1.2 测定项目及方法 冬小麦生育期间和成熟期进行单收并换算为实产(kg/hm²)。测定与考种项目均按照《农业气象观测规范》^[15]执行。考种样本为随机取 50 茎(穗),其中不孕小穗率=(50 穗样本中不孕小穗数/总小穗数)×100%,式中不孕小穗指有颖无子粒的小穗;总小穗数为 50 穗样本中结实小穗数与不孕小穗数之和;单株成穗数=乳熟期有效茎数/三叶期株数;成穗率=(乳熟期有效茎数/拔节期茎数)×100%;子粒茎秆比=样本子粒干重/样本总茎秆干重;千粒重为 1 000 粒种子自然风干后的重量;穗粒数为 50 穗样本的平均穗粒数;单位面积穗粒数(粒/m²)=每穗粒数×每平方米穗数。

1.3 研究方法 利用不同年度所测定的产量因素及主要农艺性状和地段实产进行变异系数(cv)分析^[16]、相关分析^[17]、通径分析^[18]和灰色关联分析^[19]等。

(1) 变异系数(cv)=某要素的标准差/某要素的平均值×100%。

(2) 序列 x 与序列 y 的 Pearson 相关系数(r)=

$$\frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

式中: X_i 为样本序列 X 的第 i 个数据、 \bar{X} 为样本序列 X 的平均值、 Y_i 为样本序列 Y 的第 i 个数据、 \bar{Y} 为样本序列 Y 的平均值。

(3) 灰色关联度(ζ)的求取:

第 1 步:求取灰关联系数。

先将每一个产量要素及其主要农艺性状和单产数据进行标准化。标准化的方法为:标准化后的值=(某要素实际值-某要素数据序列中的最小值)/(某要素数据序列中的最大值-某要素数据序列中的最小值)

令单产序列 $x_{i0}, x_{ij} \in X_i, x_{i0} = \{x_{i0}(1), x_{i0}(2), \dots, x_{i0}(l)\}$ 为参考序列。

再令其他产量因素及主要农艺要素序列 $x_{ij} = \{x_{ij}(1), x_{ij}(2), \dots, x_{ij}(l)\}$ 为比较序列,求差序列,即:

$$\Delta_{ij}(k) = |x_{i0}(k) - x_{ij}(k)|$$

称 $\Delta_{ij}(k)$ 为 $x_{ij}(k)$ 对 $x_{i0}(k)$ 的偏差。

则 x_{ij} 对 x_{i0} 的灰关联系数 $r(x_{i0}(k), x_{ij}(k))$ 为

$$r(x_{i0}(k), x_{ij}(k)) = \frac{\min_j \Delta_{ij}(k) + \zeta \max_j \Delta_{ij}(k)}{\Delta_{ij}(k) + \zeta \max_j \Delta_{ij}(k)}$$

式中: ζ 为分辨系数,一般取值为 0.1~0.5,值越小,越能提高关联系数间的差异,该文在实例中取 σ 的值为 0.5。

第 2 步:求取灰色关联度。

先利用灰色关联系数构造灰关联系数矩阵,即

$$r = \begin{bmatrix} r(x_{10}, x_{11}) & r(x_{10}, x_{12}) & \dots & r(x_{10}, x_{1n}) \\ r(x_{20}, x_{21}) & r(x_{20}, x_{22}) & \dots & r(x_{20}, x_{2n}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r(x_{m0}, x_{m1}) & r(x_{m0}, x_{m2}) & \dots & r(x_{m0}, x_{mn}) \end{bmatrix}$$

灰关联系数矩阵中,每个行向量的元素表示各指标与其参考序列的关联程度。

再求取灰关联系数矩阵中各元素在列向量的均值称为灰关联度,即

$$\zeta(x_{i0}, x_{ij}) = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m r(x_{i0}(k), x_{ij}(k))$$

(4) 通径系数参照文献[17~18]利用 DPS 软件进行。

1.4 数据处理 数据分析和作图采用 DPS 和 Excel 软件进行。

2 结果与分析

2.1 产量因素、农艺性状和单产的变异系数 经计算,1994~2013 年宿州市冬小麦各产量因素、主要农艺要素和单产的平均值、最小值、最大值和变异系数见表 1。

表 1 各产量因素、农艺性状和单产的变异系数、平均值、最小值、最大值

因素	平均值	最小值	最大值	变异系数//%
不孕小穗率//%	16.98	10.00	22.60	24.49
子粒数//粒/穗	34.37	26.30	43.30	11.84
小穗数//个/穗	19.14	16.20	21.50	8.27
千粒重//g	38.87	32.75	42.50	6.68
单位面积穗粒数//粒/m ²	18 079.51	13 426.15	26 024.17	17.230
穗粒重//g	1.33	1.06	1.78	13.180
子粒茎秆比	0.92	0.59	1.19	20.21
单株成穗数//个	2.43	1.72	3.58	21.29
成穗率//%	45.22	31.00	70.20	21.14
三叶期基本苗数//万/hm ²	222.05	158.27	352.42	25.52
乳熟期有效穗数//万/hm ²	525.79	398.60	619.08	11.45
生育期日数//d	223.47	209.00	235.00	2.96
乳熟期株高//cm	75.09	60.00	91.00	8.94
实产//kg/hm ²	6 007.38	4 466.70	7 725.00	16.67

从表 1 可见,变异系数在 10% 以下的有 4 个,分别为小穗数、千粒重、生育期日数、乳熟期株高,其中生育期日数的变异系数最小,为 2.96%,变动范围为 209.00~235.00 d,平均值为 223.47 d。变异系数在 10%~20% 之间的有 5 个,分别为子粒数、单位面积穗粒数、穗粒重、乳熟期有效穗数和实际单产。变异系数在 20% 以上的有 5 个,分别为不孕小穗率、子粒茎秆比、成穗率、三叶期基本苗数和单株成穗数,其中三叶期基本苗数变异系数最大,为 25.52%,变动

范围为 158.27 万 ~ 352.42 万/hm², 平均值为 222.05 万/hm²。这与乔玉强等^[20-21]认为的, 淮北地区冬小麦直播期易旱易涝, 尤其是播期易发生持续性干旱^[22], 致使播种期较长, 且播后苗期干旱持续, 易出现缺苗断垄现象有关。不孕小穗率的变异系数仅次于三叶期基本苗数, 为 24.49%, 变动范围为 10.00% ~ 22.60%, 平均值为 16.98%。可见, 加强小麦后期管理, 如适时进行“一喷三防”, 有效降低不孕小穗率也是小麦高产的重要途径。变异系数在 20% ~ 22% 之间的 3 个要素, 分别为单株成穗数、成穗率和子粒茎秆比, 其中单株成穗数又与三叶期基本苗数的高低密切相关, 可见三叶期基本苗数对小麦高产具有重要作用^[5]。单产的变异系数也较高, 为 16.67%, 平均值为 6 007.40 kg/hm², 变动范围为 4 466.70 ~ 7 725.00 kg/hm², 可见 1994 ~ 2013 年间冬小麦产量波动明显, 即高而不稳。

另外, 从决定产量高低的 3 要素即乳熟期有效穗数、子粒数与千粒重来看, 其变异系数大小顺序依次是子粒数、乳熟期有效穗数、千粒重。这与王世睿等^[23]研究成果基本一致。

2.2 产量因素及农艺性状和单产的相关分析 利用 1994 ~ 2013 年各产量因素及主要农艺性状资料, 分别与单产资料进行 Pearson 相关统计。各产量因素及主要农艺性状与单产之间呈正相关的因素有 8 个, 分别为子粒数、小穗数、千粒重、单位面积穗粒数、穗粒重、三叶期基本苗数、乳熟期有效穗数和乳熟期株高。其相关系数由大到小顺序为单位面积穗粒数($r=0.6331$, $P<0.01$)、乳熟期有效穗数($r=0.6011$, P

<0.01)、三叶期基本苗数($r=0.5764$, $P<0.01$)、穗粒重($r=0.3822$, $P<0.10$)、乳熟期株高($r=0.4491$, $P<0.10$)、小穗数($r=0.3484$, 未通过显著性检验)、子粒数($r=0.2690$, 未通过显著性检验)、千粒重($r=0.2506$, 未通过显著性检验)。呈负相关的有 5 个, 分别为不孕小穗率、子粒茎秆比、单株成穗数、成穗率和生育期日数。其相关系数由大到小顺序为不孕小穗率($r=-0.5590$, $P<0.05$)、成穗率($r=-0.3451$, 未通过显著性检验)、单株成穗数($r=-0.2309$, 未通过显著性检验)。同时, 通过 $P<0.01$ 显著性水平检验的有 3 个, 且均为正相关性, 分别为乳熟期有效穗数、单位面积穗粒数和三叶期基本苗数, 且以单位面积穗粒数最大, 相关系数为 0.6331。通过 $P<0.05$ 显著性水平检验的仅有 1 个, 为不孕小穗率, 且为负相关, 相关系数为 -0.5590 。通过 $P<0.10$ 显著水平检验的有 1 个, 为乳熟期株高, 且为正相关, 相关系数为 0.4491。由此可见, 相关分析结果表明, 乳熟期有效穗数、单位面积穗粒数和三叶期基本苗数与单产为显著正相关, 但不孕小穗率和单产之间为显著负相关。因此, 在淮北地区, 争取有效穗数和单位面积穗粒数以及确保三叶期基本苗数是未来品种选育和栽培措施改良的重要方向。

2.3 产量因素及农艺性状和单产的通径分析 影响产量的因素很复杂, 性状间既存在直接相关, 又可通过其他性状产生间接相关^[5]。要揭示性状间的真实关系, 还需对性状间进行通径分析, 估算出性状间的直接效应和间接效应。表 2 为各产量因素及农艺性状, 即 13 个要素与单产的通径分析结果。

表 2 各产量因素及农艺性状的通径分析

因素	直接作用	间接作用												
		x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}	x_{12}	x_{13}
x_1	-0.3503		0.9562	0.1129	-0.0350	1.3463	-1.5314	-0.0240	-0.0911	0.0895	-0.4469	-0.5240	-0.0595	-0.0017
x_2	-3.5013	0.0957		-0.0353	0.4314	-1.7058	5.3409	-0.2646	-0.6169	-0.0139	0.3839	0.0355	0.1929	-0.0734
x_3	-0.2921	0.1354	-0.4236		0.5665	-0.7270	0.0200	0.0619	0.0840	-0.0701	0.5527	0.3424	-0.0009	0.0994
x_4	-3.1073	-0.0039	0.4861	0.0533		0.1420	2.4565	0.1610	0.1603	-0.0047	-0.2420	0.0308	0.0121	0.1064
x_5	-2.3181	0.2035	-2.5764	-0.0916	0.1904		4.0985	-0.1049	-0.4427	-0.0969	0.9747	0.6376	0.1283	-0.0013
x_6	6.2457	0.0859	-2.9941	-0.0009	-1.2222	-1.5212		-0.1609	-0.4793	-0.0133	0.2174	0.0556	0.1834	-0.0139
x_7	-0.3852	-0.0218	-2.4047	0.0469	1.2985	-0.6313	2.6079		-0.8046	0.0630	0.3116	-0.2654	0.1096	-0.0790
x_8	1.5060	0.0212	1.4343	-0.0163	-0.3307	0.6813	-1.9876	0.2058		0.0667	-1.7023	-0.0286	-0.0490	-0.0318
x_9	0.2614	-0.1199	0.1867	0.0784	0.0553	0.8597	-0.3183	-0.0929	0.3846		-1.0822	-0.4504	-0.0884	-0.0191
x_{10}	2.1358	0.0733	-0.6294	-0.0756	0.3521	-1.0579	0.6357	-0.0562	-1.2004	-0.1324		0.4761	-0.0380	0.0933
x_{11}	0.9078	0.2022	-0.1371	-0.1102	-0.1055	-1.6282	0.3825	0.1126	-0.0475	-0.1297	1.1200		-0.0189	0.0851
x_{12}	-0.3281	-0.0636	2.0580	-0.0008	0.1143	0.9065	-3.4900	0.1287	0.2249	0.0704	0.2471	0.0524		0.0763
x_{13}	0.3078	0.0020	0.8348	-0.0943	-1.0738	0.0096	-0.2814	0.0989	-0.1554	-0.0162	0.6476	0.2509	-0.0813	

注: x_1 为不孕小穗率(%), x_2 为子粒数(粒/穗), x_3 为小穗数(个/穗), x_4 为千粒重(g), x_5 为单位面积穗粒数(粒/m²), x_6 为穗粒重(g), x_7 为子粒茎秆比, x_8 为单株成穗数(个), x_9 为成穗率(%), x_{10} 为三叶期基本苗数(万/hm²), x_{11} 为乳熟期有效穗数(万/hm²), x_{12} 为生育期日数(d), x_{13} 为乳熟期株高(cm)。

由表 2 可见, 各要素对单产的直接通径系数以穗粒重最大, 为 6.2457, 成穗率最小为 0.2614。13 个要素的直接通径系数大小顺序依次为穗粒重、子粒数、千粒重、单位面积穗粒数、三叶期基本苗数、单株成穗数、乳熟期有效穗数、子粒茎秆比、不孕小穗率、生育期日数、乳熟期株高、小穗数、成穗率。在 6 个正向直接效应中, 最大的为穗粒重, 最小的为成穗率, 其大小顺序分别为穗粒重、三叶期基本苗数、单株成穗

数、乳熟期有效穗数、乳熟期株高、成穗率。在 7 个负向直接效应中, 最大的为子粒数, 直接通径系数为 -3.5013 ; 次之为千粒重, 直接通径系数为 -3.1073 ; 最小的为小穗数, 直接通径系数为 -0.2921 。7 个负向效应的大小顺序分别为子粒数、千粒重、单位面积穗粒数、子粒茎秆比、不孕小穗率、生育期日数、小穗数。

为进一步考察各产量要素与单产的关系, 又分析了 9 个

常规产量因素对单产的通径系数,结果见表 3。9 个产量因素分别为穗粒重、子粒数、千粒重、单位面积穗粒数、三叶期

基本苗数、乳熟期有效穗数、子粒茎秆比、小穗数、不孕小穗率。

表 3 9 个常规产量因素对单产的通径分析

产量因素	直接作用	通过 x_1	通过 x_2	通过 x_3	通过 x_4	通过 x_5	通过 x_6	通过 x_7	通过 x_8	通过 x_9
x_1	4.471 7		1.250 7	-0.851 9	-4.607 0	0.038 3	0.294 6	-0.282 9	-0.000 5	0.069 3
x_2	1.462 5	3.823 8		0.300 9	-5.165 9	0.067 7	0.188 2	-0.465 3	-0.020 1	0.077 1
x_3	-2.166 1	1.758 6	-0.203 2		0.430 3	-0.042 7	0.163 3	0.283 1	0.030 2	-0.003 2
x_4	-7.020 5	2.934 4	1.076 2	0.132 8		0.171 9	3.378 8	-0.184 5	-0.052 0	0.164 0
x_5	0.376 6	0.455 3	0.262 9	0.245 5	-3.204 0		2.522 8	-0.098 9	-0.042 9	0.059 1
x_6	4.810 6	0.273 8	0.057 2	-0.073 5	-4.930 9	0.197 5		0.198 0	-0.062 6	0.163 0
x_7	-0.677 4	1.867 1	1.004 5	0.905 3	-1.911 7	0.055 0	-1.406 1		0.026 6	-0.017 6
x_8	-0.165 9	0.014 2	0.176 9	0.394 8	-2.201 3	0.097 4	1.814 3	0.108 8		0.109 1
x_9	-0.282 4	-1.096 5	-0.399 5	-0.024 3	4.077 4	-0.078 8	-2.776 8	-0.042 2	0.064 1	

注: x_1 为穗粒重(g)、 x_2 为子粒数(粒/穗)、 x_3 为千粒重(g)、 x_4 为单位面积穗粒数(粒/ m^2)、 x_5 为三叶期基本苗数(万/ hm^2)、 x_6 为乳熟期有效穗数(万/ hm^2)、 x_7 为子粒茎秆比、 x_8 为小穗数(个/穗)、 x_9 为不孕小穗率(%)。

由表 3 可见,单位面积穗粒数的负向效应最大,直接通径系数为 -7.020 5;小穗数的直接通径系数最小为 -0.165 9,且为负向效应。

直接通径系数为正的有 4 个,分别为穗粒重、子粒数、三叶期基本苗数、乳熟期有效穗数。直接通径系数为负的有 5 个,分别为千粒重、单位面积穗粒数、子粒茎秆比、小穗数、不孕小穗率。在正向效应中,以乳熟期有效穗数、穗粒重的直接通径系数较大,分别排在第 1、2 位,即直接通径系数分别为 4.810 6 和 4.471 7。在负向效应中,以单位面积穗粒数的直接通径系数最大,其次为千粒重,直接通径系数为 -2.166 1。

2.4 单产与各产量因素及农艺性状的灰色关联度分析 利用 1994~2013 年的单产和产量因素及主要农艺性状数据,按照“1.3”节方法,求取各产量因素及主要农艺性状与单产之间的灰色关联度(ζ),结果见表 4。

表 4 单产与各产量因素及主要农艺性状的灰色关联度

因素	关联系数	因素	关联系数
三叶期基本苗数	0.769 0	小穗数	0.694 3
单位面积穗粒数	0.752 4	子粒茎秆比	0.655 9
乳熟期有效穗数	0.735 5	单株成穗数	0.650 3
穗粒重	0.734 2	成穗率	0.648 0
乳熟期株高	0.708 5	生育期日数	0.648 0
千粒重	0.708 1	不孕小穗率	0.604 1
子粒数	0.702 4		

由表 4 可见,关联度最大者为三叶期基本苗数(0.769 0),其次为单位面积穗粒数(0.752 4),最小者为不孕小穗率(0.604 1)。关联系数在 0.700 0 以上的有三叶期基本苗数、单位面积穗粒数、乳熟期有效穗数、单位面积穗粒重、乳熟期株高、千粒重和子粒数 7 个,且大小顺序是三叶期基本苗数、单位面积穗粒数、乳熟期有效穗数、穗粒重、乳熟期株高、千粒重、子粒数。而小穗数、子粒茎秆比、单株成穗数、成穗率、生育期日数和不孕小穗率的关联系数在 0.600 0~0.700 9 之间,其关联系数大小顺序分别为小穗数、子粒茎秆比、单株成穗数、成穗率、生育期日数、不孕小穗率。另外,在决定产量的 3 要素中(单位面积穗粒数、子粒数和千粒重),以单位面

积穗粒数的关联度最大,千粒重与子粒数次之。在三叶期基本苗数、乳熟期株高、小穗数、生育期日数和子粒茎秆比等主要农艺性状中,各关联度的大小顺序是三叶期基本苗数、乳熟期有效穗数、乳熟期株高、小穗数、子粒茎秆比、生育期日数。

3 结论与讨论

(1)不孕小穗率、子粒茎秆比、成穗率、三叶期基本苗数和单株成穗数 5 个要素的变异系数在 20% 以上。其中,以三叶期基本苗数变异系数最大,为 25.52%,变动范围为 158.27 万~352.42 万/ hm^2 ,平均值为 222.05 万/ hm^2 。子粒数、单位面积穗粒数、穗粒重、乳熟期有效穗数和实际单产的变异系数在 10%~20% 之间。这是宿州市冬小麦高而不稳的重要原因。从决定各产量构成因素高低和主要农艺性状优劣的影响因素来看,这些要素的波动原因,既有品种特性问题,也有环境气候生态条件,但在品种一定的条件下,主要影响因素是环境气候生态条件^[5,7,24]。而在一定条件下,环境气候生态条件可以通过品种选育来适应,或者通过栽培管理措施来调节^[1,22]。

(2)相关分析表明,乳熟期有效穗数、单位面积穗粒数和三叶期基本苗数与单产为显著正相关,相关系数分别为 0.601 1、0.633 1 和 0.576 4,均通过 $P < 0.05$ 的显著性检验。但不孕小穗率与单产之间为显著负相关,相关系数为 -0.559 0($P < 0.05$)。同时,在决定单位面积产量的 3 要素中的另一个要素,即穗粒重与单产之间虽然正相关,但仅通过 $P < 0.01$ 的显著性检验,其相关系数为 0.382 2。这与未文良等^[9-14]的研究结论基本一致。尤其是与文献[25]的结论相同,即乳熟期的有效穗数与单产的相关程度最大。但与王青等^[10]认为的单产与穗数呈负相关则不相一致。分析其原因主要是与这些研究者利用的数据多是 1 年的试验有关。

(3)通径系数分析表明,穗粒重最大,为 6.245 7,成穗率最小为 0.261 4。这与王青等^[10]的研究结论一致。13 个要素的直接通径系数大小顺序依次为穗粒重、子粒数、千粒重、单位面积穗粒数、三叶期基本苗数、单株成穗数、乳熟期有效穗数、子粒茎秆比、不孕小穗率、生育期日数、乳熟期株高、小穗

数、成穗率。其中,6个正向直接效应要素的大小顺序为穗粒重、三叶期基本苗数、单株成穗数、乳熟期有效穗数、乳熟期株高、成穗率。7个负向直接效应要素的大小顺序为子粒数、千粒重、单位面积穗粒数、子粒茎秆比、不孕小穗率、生育期日数、小穗数。从小麦产量形成的各要素来看,小麦产量形成并不是由哪一种单独因素所决定的,它是由各个因素共同作用的结果^[5,7,24]。单产水平的不断提高是产量结构3因素在原来平衡协调基础上达到更高一级的平衡协调^[3,5,24]。就宿州市而言,需要从提高穗粒重着手来提高单产,而穗粒重大小取决于子粒的容积和光合产物的累积数量,即包括品种特性、群体结构、营养器官衰老时间和后期的环境气象条件等因素。这些因素需要从品种培育和栽培管理措施改良上来实现。

(4)灰色关联度分析表明,各要素与单产之间的灰色关联度均在0.6000以上,由大到小的顺序分别为:三叶期基本苗数、单位面积穗粒数、乳熟期有效穗数、穗粒重、乳熟期株高、千粒重、子粒数、小穗数、子粒茎秆比、单株成穗数、成穗率、生育期日数、不孕小穗率。这与裘敏等^[12]利用宁夏永宁地区的资料所得结论不同。在宿州市应重视三叶期基本苗数、单位面积穗粒数和乳熟期有效穗数3个要素对单产的贡献作用,这也是今后品种选育和栽培管理措施改良需要关注的。在宿州市特定的生态气候条件下,实现冬小麦的高产、超高产,尤其是实现连年高产,应在提高播种质量、确保有足够的基本苗数的前提下,围绕提高乳熟期有效穗数和子粒数等,进行品种选育和栽培措施的综合改良。

(5)该文虽然对各产量因素和主要农艺性状对产量的影响进行了探讨,但是在影响冬小麦产量的因素中,有生态环境条件和品种特性2个方面,品种特性的改良在一定程度上又会适应环境生态条件的变化,因此影响小麦单产的因素是比较复杂且多变的,未来需要进行更深入的研究,尤其是结合品种特性与环境气候条件的关系来综合试验,以期更客观地揭示宿州市冬小麦各产量因素及主要农艺性状与产量之间的定量关系,进而为特定区域气候特点下的品种培育和高

产栽培措施研究提供参考依据。

参考文献

- [1] 赵广才. 中国小麦种植区划研究(一)[J]. 麦类作物学报, 2010, 30(5): 886-895.
- [2] 孔令旺, 汪建来, 姜涛, 等. 安徽省小麦生产变化和特点及稳定发展的政策措施[J]. 农业现代化研究, 2013, 34(5): 518-521.
- [3] 曹承富, 肖扬书, 武际, 等. 沿淮淮北砂姜黑土区小麦大面积超高产栽培理论与实践[J]. 农学学报, 2014, 4(9): 13-18.
- [4] 李德, 王昉, 戚尚恩. 淮北平原冬小麦气候生态条件变化研究[J]. 气象与减灾, 2006(1): 13-19.
- [5] 黄义德, 姚维传. 作物栽培学[M]. 北京: 中国农业大学出版社, 2002: 53-78.
- [6] 邓昭俊. 大穗型小麦高产途径[J]. 湖北农业科学, 1989(3): 1.
- [7] 傅兆麟. 小麦超10 t/hm²品种的产量因素分析[J]. 麦类作物学报, 2000(5): 123-125.
- [8] 傅兆麟, 马宝珍. 小麦超高产栽培条件的最佳精播密度研究[J]. 小麦研究, 1998(3): 17-18.
- [9] 未文良, 汪建来, 张文明, 等. 安徽省8个小麦推广品种产量因素结构特点的研究[J]. 安徽农业科学, 2007, 35(6): 1626-1627.
- [10] 王青, 赵莉, 何坚芳, 等. 安徽沿淮和淮北地区小麦穗粒重研究[J]. 麦类作物学报, 2012, 32(2): 320-325.
- [11] 杨忠强, 岳海风, 郜庆炉, 等. 小麦单株产量性状的相关性及其通径分析[J]. 种子, 2007, 26(7): 57-59.
- [12] 裘敏, 魏亦勤, 刘旺清, 等. 小麦5个产量性状与产量的灰色关联分析[J]. 安徽农业科学, 2007, 35(2): 390.
- [13] 周芳菊, 陈桥生, 张道荣, 等. 小麦构成因素的相关性分析[J]. 种子, 2007, 26(7): 57-59.
- [14] 张丽英, 张正斌, 徐萍, 等. 黄淮小麦农艺性状进化及对产量性状调控机理的分析[J]. 中国农业科学, 2014, 47(5): 1013-1028.
- [15] 国家气象局. 农业气象观测规范(上卷)[M]. 北京: 气象出版社, 1993: 50-52.
- [16] 魏淑秋. 农业气象统计[M]. 福州: 福建科学技术出版社, 1985: 12-17.
- [17] 莫惠栋. 农业试验统计[M]. 上海: 上海科技出版社, 1992: 535-538.
- [18] 林德光. 通径分析方法在腰果播种的应用[J]. 热带作物学报, 2001, 22(3): 3-9.
- [19] 邓聚龙. 灰色农业系统与农业[J]. 山西农业科学, 1985(5): 36-39.
- [20] 乔玉强, 曹承富, 杜世洲, 等. 淮北砂姜黑土地区小麦品种调整趋势分析[J]. 农学学报, 2014, 4(9): 1-5.
- [21] 杜世洲, 肖扬书, 乔玉强, 等. 淮北地区不同播期条件下小麦高产栽培[J]. 农学学报, 2014, 4(9): 6-12.
- [22] 李德, 杨天明, 张学贤, 等. 2008-2009年宿州秋冬低温干旱成因分析与影响评估[J]. 气象, 2011, 37(5): 666-672.
- [23] 王世耆, 曹永华, 蔡志慈. 北京地区冬小麦产量和气象要素的统计分析[J]. 中国农业科学, 1979(1): 10-18.
- [24] 傅兆麟. 小麦超高产研究[M]. 徐州: 中国矿业大学出版社, 2003: 7.
- [25] 闫福春, 陈青, 徐秀珍. 影响小麦产量因素对产量形成的贡献[J]. 江苏农业科学, 2012, 40(10): 78-80.

(上接第10页)

- [5] PEREIRA A P, MENDES-FERREIRA A, OLIVEIRA J M, et al. High-cell-density fermentation of *Saccharomyces cerevisiae* for the optimisation of mead production[J]. Food Microbiology, 2013, 33(1): 114-123.
- [6] 汤斌, 钱鹏. 黑曲霉糖化酶基因在毕赤酵母中的克隆和表达[J]. 食品与发酵工业, 2012, 38(6): 53-56.
- [7] 贺莹, 高丽芳, 焦红英. 黑曲霉产糖化酶固态发酵营养条件优化研究[J]. 中国酿造, 2013, 32(9): 88-90.
- [8] ACOURENE S, AMMOUCHE A. Optimization of ethanol, citric acid, and α -amylase production from date wastes by strains of *Saccharomyces cerevisiae*, *Aspergillus niger*, and *Candida guilliermondii*[J]. Journal of Industrial Microbiology & Biotechnology, 2012, 39(5): 759-766.
- [9] FAVARO L, JOOSTE T, BASAGLIA M, et al. Codon-optimized glucoamylase sGAI of *Aspergillus awamori* improves starch utilization in an industrial yeast[J]. Applied Microbiology and Biotechnology, 2012, 95(4): 957-968.
- [10] 李平, 余双强, 曾舟华. 超声波处理薯渣发酵制乙醇的工艺研究[J]. 安徽农业科学, 2012, 40(30): 14925-14926.
- [11] SAMBROOK J, FRITSCH E F, MANIATIS T. Molecular cloning[M]. New York: Cold Spring Harbor Laboratory Press, 1989.
- [12] 古鹏飞. 利用重组大肠杆菌生产L-色氨酸的研究[D]. 济南: 山东大学, 2013.
- [13] 陈向岭. 同源重组技术在酿酒酵母表达载体构建中的应用[D]. 上海: 复旦大学, 2005.
- [14] 袁田田, 高娟, 刘小焯. 类黄酮异戊烯转移酶基因在酿酒酵母中的表达[J]. 安徽农业科学, 2012, 40(18): 9596-9597.
- [15] 张淑娟. 利用转基因技术创造适合纤维素乙醇生产的玉米新材料[D]. 济南: 山东大学, 2011.