

论庭藤种综内分类群间的变异相关性与分类地位

陈冬民

(湖北咸宁地区林木种苗场)

引 言

徐炳声先生等在“庭藤种综内分类群间变异式样的相关性”^[1]一文中运用散点图和柱状图等图解法较为清楚地显示了庭藤种综内四个分类群间变异式样,提出了北方庭藤(苏木蓝)(*Indigofera carlesii* Craib)降为亚种等级等观点。本文用数理统计中显著性检验、方差分析及模糊聚类方法对庭藤种综内四个种的平均值(表1)进行了分析讨论,提出一些看法,并指出原文在分析方法及观点上的模糊性,而其反面是本文的优点。

统 计 分 析

表1 庭藤种综内四个种的性状平均值

性 状 分 类 群 与 编 号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	小 叶 数	侧生小 叶宽度 与长度 比 值	小叶上 面被毛 数	小叶下 面被毛 数	小叶呈 厚纸质 (%)	叶轴上 面有槽 (%)	萼筒长 (毫米)	萼下裂 与萼长 之比值 (毫米)	萼 长 (毫米)	萼下裂 片 长 (毫米)	花冠长 (毫米)
<i>I. decora</i> A	9.9259	0.4454	0.1111	18.6111	0.2592	0.2592	1.3611	0.6703	2.2218	0.8907	13.7962
<i>I. ichangensis</i> B	10.3846	0.4467	16.5961	19.9230	0.1153	0.3461	1.8519	0.7507	2.3403	0.9884	13.1576
<i>I. cooperi</i> C	*	0.5319	30.7000	29.2500	0.1030	0.9000	1.3280	1.0009	2.5030	1.1280	14.3000
<i>I. carlesii</i> D	8.7300	0.5161	64.9000	54.3333	0.6666	0.7333	**	0.9200	*	1.6200	14.3000

*, **分别表示差异显著、极显著。

一、各性状测定值的差异显著性检验

将各分类群之同一性状观测值作为样本,检验样本中最大值和最小值差异是否达到显著。采用“格拉布斯数值舍弃标准”^[2]分别用95%、99%的可靠性确定显著性标准,计算步骤如下:

1. 计算各性状测定值所组成的样本平均数($\bar{X}$)、标准差(S)及 $T_{大} = |X_{大} - X_{小}| / S$ 及 $T_{小} = |X_{小} - \bar{X}| / S$ 。

2. 根据 n (样本单元数, 本文为4)从“格拉布斯数值舍弃标准”中查得 T_c 显著性水准 $T_{0.05} = 1.46$, $T_{0.01} = 1.49$, 计算结果见表2。

表2 各性状测量值差异显著检验结果

性状 计算 指标	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\bar{X}$	11.3101	0.4850	28.0768	30.5294	0.2853	0.5597	1.5086	0.8355	2.6779	1.1568	13.8885
S	3.3337	0.04547	27.5482	16.5610	0.2641	0.3065	0.3235	0.1516	0.6560	0.3238	0.5420
$T_{大}$	*						**		*		
	1.47	1.0314	1.3367	1.4373	1.4438	1.1103	1.4983	1.0910	1.4767	1.4305	0.7592
$T_{小}$	0.7739	0.8709	1.0152	0.7197	0.7016	0.9804	0.5583	1.0897	0.6953	0.8218	1.3485

*, **分别表示差异显著、极显著。

计算结果表明, 分类群D (*I. carlesii*) 在性状萼长及萼筒长与其它分类群间差异分别达到显著和极显著; 分类群C (*I. coopesi*) 在小叶数上与其它类群存在显著性差异。

二、方差分析 在上面我们分性状进行了差异显著性检验, 讨论了各分类群在同一性状上的变异情况, 下面我们对方差分析全面讨论庭藤种综内各分类群间变异式样及性状重叠。为此对原始数据(表1)进行了整理(即将表1数据作为样本, 计算出总的标准差, 并分别除标准差)结果见表3。对整理后的数据施行方差分析得方差分析结果表4。其均方比值(0.962)比 $F_{0.05} = 8.60$ 要小得多, 说明种综内性状重叠交错明显, 相关性较大, 和原文结果一致。

表3 整理后的性状平均值

性状 分类 群	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
A	0.713700	0.032025	0.079880	1.338186	0.018671	0.018637	0.097867	0.048196	0.159753	0.064040	0.991982
B	0.746679	0.032119	1.193302	1.432515	0.008290	0.024885	0.097205	0.053977	0.168274	0.071068	0.946065
C	1.164822	0.038245	2.207409	2.103150	0.097190	0.064712	0.095487	0.071967	0.179972	0.081106	1.028207
D	0.627709	0.037101	4.666476	3.906704	0.047930	0.052726	0.143323	0.066150	0.262000	0.116482	1.028207

表4 方差分析结果表

变异来源	自由度	平均和	均方	均方比	F
种间	3	2.8913197	0.973799	0.961792	$F_{0.05}=8.60$
误差	40	40.083499	1.002087		$F_{0.01}=26.50$
总变异	43	42.981689			

三、模糊聚类分析 前面讨论了庭藤种综内各分类群性状内和性状间的变异及相关。表明庭藤种内分化类型呈连续的数量性状变异, 吻合原文结果。下面运用模糊聚类分析讨论各分类群在11个性状上的相似程度, 以便确定其分类地位。

1. 根据表3计算相关系数矩阵 τ^* 。

根据公式:

$$\gamma_{ij} = \frac{\sum X_{ik} X_{jk}}{\sqrt{(\sum X_{ik}^2)(\sum X_{jk}^2)}}$$

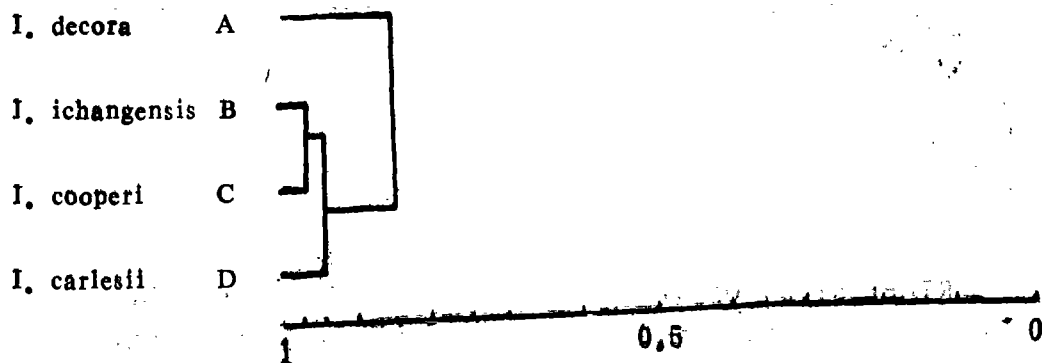
有:

$$\tau = \begin{bmatrix} 1 & 0.846 & 0.756 & 0.599 \\ 0.846 & 1 & 0.985 & 0.915 \\ 0.756 & 0.985 & 1 & 0.956 \\ 0.599 & 0.915 & 0.956 & 1 \end{bmatrix}$$

将 τ 改造为等价模糊矩阵 τ^* , $\tau \circ \tau$ 即可达到

$$\tau^* = \tau \circ \tau = \begin{bmatrix} 1 & 0.846 & 0.846 & 0.846 \\ 0.846 & 1 & 0.985 & 0.956 \\ 0.846 & 0.985 & 1 & 0.956 \\ 0.846 & 0.956 & 0.956 & 1 \end{bmatrix}$$

对 τ^* 分别按0.985、0.956、0.846三个水平进行聚类, 画出树状图。



从聚类图上可以看出庭藤种综内四个种相似程度均很高, 在0.846水平即可聚合为一类, 即有84.6%的相似。在四个分类群中I. decora作为单独一支与其它三个类群差异明显, 再就是I. carlesii分化也明显, 而I. ichangensis和I. cooperi吻合程度却很高。

结 果 与 讨 论

综上所述, 首先必须肯定庭藤种综内分化类型为连续的数量性状变异, 性状变异重叠度很高, 尤其是方差分析和聚类分析证明了这一点。和原文结果一致。但对分类地位有讨论的必要。

首先对原各性状平均值观察可以看出, 最大值和最小值基本出现在I. decora和I. carlesii

esii两个类群中。如表2中T大值有7个属*I. carlesii*占64%，直观上判断*I. decora*和*I. carlesii*可能为两个独立程度较高的类群。差异显著性检验*I. carlesii*在萼长和萼筒长上与其它三个类群差异分别达到显著和极显著。且在小叶上面被毛数、小叶下面被毛数、小叶呈厚纸质百分比及萼下裂片长四个性状上与其它类群标准差值也分别达到：1.3367、1.4373、1.4438、1.4305。这些均说明了*I. carlesii*与其它三个分类群间存在着明显的差异，应该保留其种的分类地位。

但模糊聚类分析结果表明*I. carlesii*与其它类群差异程度不如*I. decora*，这似乎和上面结果矛盾。我们分析一下*I. decora*种内性状变异即可发现它比*I. carlesii*明显。如小叶上下两面被毛数差异，*I. decora*是 $|0.1111 - 18.6111| = 18.5$ ，而，*I. carlesii*为 $|64.9 - 54.3333| = 10.5667$ ，前者为后者的1.75倍。可以认为*I. decora*是其它类群的原种，是否作为种对待是有必要讨论的。

而*I. ichangensis*、*I. cooperi*作变种对待似乎有道理，显著性检验表明*I. cooperi*只在小叶数目性状上与其它类群差异显著，并且*I. ichangensis*只在花冠长度性状上标准差达到1.4305。

最后讨论一下本文和原文结果出现差别的原因。原文运用散点图和柱形图等方法对测量数据图形化进行讨论，较明显地显示了庭藤种综内分群变异式样，但以此来确定分类地位还很不够。因为柱状图和散点图只能仅反映一个轮廓和趋势，并且确定评分标准也带有很大的主观性。所以总的结果是模糊不定的。究竟分类群间重叠程度多大，性状差异是否达到显著，达到显著的性状多少，图解无从回答，而这些在依据数量性状进行分类时是必须弄清楚的，并且将各关联性状分为多个图解，很难全面分析，正因以上方法分析数量性状而具模糊性，而据模糊结果进行分类难免主观。因此散点图及柱状图用于分析数量性状确定分类地位似乎有缺点。

参 考 文 献

- (1) 徐炳声等，1933：庭藤种综内分类群间变异式样的相关性，植物研究，3(1)：9—23页。
- (2) 涂藻，1982：“异常”数值的取舍，科研中的统计方法，第2期，10—14页。
- (3) 彭祖赠等，1982：Fuzzy聚类分析，模糊数学，第1期，125—137页。

A FURTHER STUDY ON THE CORRELATIONS OF VARIANCE AND TAXONOMIC RANKS BETWEEN TAXA OF INDIGOFERA DECORA

Chen Dong-ming

(Forest Nursery of Xianning Prefecture, Hubei Province)

ABSTRACT

An comprehensive analysis of the correlations of variance and taxonomic ranks between taxa of *Indigofera decora* complex by using several multiple statistic methods was discussed in the present paper. In the same time, it has been pointed out that the method applying in this paper was more appropriate to study the variation of quantitative characters.