

## 日照对安康飞播油松成苗效果的影响

童开林<sup>1</sup>, 韩崇选<sup>2\*</sup>, 李建春<sup>3</sup>

(1. 杨凌职业技术学院, 陕西 杨陵 712100; 2. 西北农林科技大学 林学院, 陕西 杨陵 712100;  
3. 陕西省飞机播种造林工作站, 陕西 西安 710082)

**摘要:**在安康降水量和温度与飞播油松成苗效果关系研究的基础上,采用相关分析法和逐步回归模型法,分析安康日照时数与飞播油松成苗效果的关系及时域动态,并通过与降水量和温度研究结果对比分析,探讨林地水热条件对飞播油松成苗效果协同作用。结果表明,成苗效果与年日照时数和年均温呈正相关,与年降水量呈负相关;与12月日照和均温呈显著或极显著正相关,与12月降水量负相关极显著;与3月降水量正相关极显著;与4月日照和均温正相关极显著;与5月日照呈显著负相关,与降水量呈极显著正相关;与6月降水量负相关极显著;与7月日照负相关显著;与9月和11月日照正相关极显著,与10月日照正相关显著;与秋季月均温正相关极显著,与月降水量负相关极显著。9月和7月日照是影响成苗效果的主要日照因子,4月、11月、3月和5月均温对成苗效果作用较大,12月、2月和11月降水量是影响成苗效果和对照有苗样方频度的主要降水指标,12月、4月、11月、8月、1月和2月降水量与多效抗旱驱鼠剂(RPA)有苗样方频度依次相关。在安康林地水热条件下,RPA成苗效果模型值大于对照,证明使用RPA拌种可以有效提高飞播造林油松成苗量和有苗样方频度。

**关键词:**飞播造林;RPA;油松;光照时数;成苗效果

**中图分类号:**S791.254 **文献标志码:**A **文章编号:**1001-7461(2022)03-0105-09

### Influence of Sunshine on Effective Seedling Grown-up of *Pinus tabulaeformis* for Aerial Seeding in Ankang City

TONG Kai-lin<sup>1</sup>, HAN Chong-xuan<sup>2\*</sup>, LI Jian-chun<sup>3</sup>

(1. Yangling Vocation & Technical College, Yangling 712100, Shaanxi, China;  
2. Research Center of Rodent Pest Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, Shaanxi, China;  
3. Shaanxi Station of Forest Pest Management, Xi'an 710082, Shaanxi, China)

**Abstract:** The solar radiation was the main force for the change of the forest hydrothermal resources, it has a strong influence on the effective grown-up seedling (EGS) in aerial seeding afforestation. Based on the results of our previous studies on the relationship between the EGS and the temperature, as well as the precipitation in aerial seeding afforestation of *Pinus tabulaeformis*, this paper studied the relationship between the EGS the sunshine duration in aerial seeding afforestation of *P. tabulaeformis* in Ankang by using the correlation analysis method and the stepwise regression model analysis method. The time-domain variation was also investigated. Based on the research results of the influences of precipitation and temperature on the EGS, a comparative analysis was conducted to explore the coordinating functions among the sunlight, temperature and precipitation. The relationship between the EGS and other relative parameters were reported as follows. The EGS was positively correlated with the annual sunshine duration and the annual average

收稿日期:2021-12-07 修回日期:2021-12-24

基金项目:国家“十三五”重点研发计划子课题(2017YFD600103-4-1)。

第一作者:童开林,工程师。研究方向:园林绿化。E-mail:492926418@qq.com

\* 通信作者:韩崇选,教授。研究方向:森林鼠害治理。E-mail:sendakingcat@qq.com

temperature, negatively correlated with the annual precipitation; significantly (or very significantly) and positively correlated with sunshine and mean temperature in December, and highly significantly and negatively correlated with the precipitation in December; very significantly and positively correlated with the precipitation in March; highly significantly and positively correlated with the sunshine and temperature in April; significantly and negatively correlated with the sunshine, and significantly and positively correlated with the precipitation in May; highly significantly and negatively correlated with the precipitation in June; significantly and negatively correlated with the sunshine in July; very significantly and positively correlated with the sunshine in September and November; highly significantly and negatively correlated with the sunshine in October; very significantly and positively correlated with the monthly average temperature, and highly significantly and negatively correlated with the precipitation in autumn. Sunshine duration in September and July were main light factors influencing the EGS. Average temperature in April, November, March, and June were relatively significant effect on the EGS. Amounts of rainfall in December, February and November were primary precipitation index to influence the EGS in control area and RPA treatment area and the frequentness of sample plots with available seedling in the control plot. The frequentness of sample plots with available seedling in RPA successively associated with monthly rainfall in December, April, June, November, January, and February. Under the forest hydrothermal conditions in Ankang City, the effective grown-up seedling model values in RPA were larger than the values of the control, which proved that the quantity of available seedling and the frequentness of sample plots with available seedling of *P. tabulaeformis* were improved effectively by using RPA dressing seed in aerial seeding.

**Key words:** afforestation by aerial seeding; RPA; *Pinus tabulaeformis*; sunshine hour; effective grown-up seedling

日照是地球生物圈热量的主要来源,也是影响气候变化的主要动因<sup>[1]</sup>。随着全球气候变量,环境污染加重,我国日照时数有缩短的趋势,而温度有所上升,降水相对减少<sup>[2-5]</sup>。气候因子年间和季节变化加剧,高温、冰冻、霜害、干旱、暴雨、冰雹和风灾等极端气象灾害交替发生,严重威胁粮食安全和生态文明建设<sup>[6-7]</sup>。由于飞播造林的特殊性,对气象因素反应更灵敏,更易受到气候变化的影响。大范围持续性的高温干旱直接导致飞播后种子发芽迟缓,甚至不发芽,增加了被鸟兽取食的风险,使成苗量减少,林地幼苗生存空间收缩,飞播造林成效降低<sup>[8-9]</sup>,甚至影响林木的分布和生长<sup>[10-11]</sup>。为此,在安康飞播油松与降水量和温度关系研究的基础上,利用1997年安康多效抗旱驱鼠剂(RPA)拌种和对照飞播区油松成苗期的有苗样方频度和成苗量资料<sup>[12]</sup>,分析了日照指标与飞播油松造林成效的相关性及其季节动态,并通过与降水量和温度研究结果对比分析<sup>[13]</sup>,探讨了日照、温度和降水对成苗效果影响的差异。以期制定最佳飞播期和合理评估RPA拌种飞播效果提供科学依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 研究地概况

按照1996年安康市飞播造林作业设计方

案<sup>[14]</sup>,选择安康市汉滨区油松播区为研究基地。播区地处北亚热带北缘的秦巴山地丘陵沟壑区,主要分为川道、丘陵和山地三大自然地貌属北亚热带大陆湿润性季风气候。年均温度15.7(15.4~16.1)℃;平均年降水量796.6 mm,约60%分布在7—9月,汛期5—10月,占全年降水量的82.2%,其他月份平均降水量都在60 mm以下,其中1月降水量不足5 mm;最少年降水量540.3 mm(1966年),最大年降水量为1 109.2 mm(1983年)。无霜期263 d。年日照时数1 811.5 h,≥10℃年积温为4 000~4 400℃,历时220 d<sup>[15-16]</sup>。区内水热条件随海拔高度的变化,植物群落垂直变化明显,属亚热带与温带植物混交类型。亚热带植物主要有茶树(*Camellia sinensis*)、柑桔(*Citrus reticulata*)、柚(*Citrus maxima*)、橙(*Citrus aurantium*)、油桐(*Vernicia fordii*)、油茶(*Camellia oleifera*)、乌桕(*Triadica sebifera*)和棕榈(*Trachycarpus fortunei*)等。毛白杨(*Populus tomentosa*)、旱柳(*Salix matsudana*)和榆树(*Ulmus pumila*)等温带植物分布很广。

### 1.2 调查方法与数据处理

1997年飞播后,选择RPA拌种与不拌种播区,每年10月按照“M”或“Z”形取样方法,随机抽取50块1 m×2 m样方,调查样方油松株数。重复5次,

连续调查 6 a。日照资料来源于 1997—2004 年陕西省统计年鉴。按单位面积成苗量(survival seedling quantity,  $Q_{ss}$ )和有苗样方频度(frequentness of sample plots with available seedling,  $F$ )表述飞播后油松成苗效果(表 1)<sup>[12]</sup>。采用相关分析法和逐步

回归模型分析日照指标与油松成苗效果的关系,以模型参数、相关系数和指标量综合分析各日照指标对成苗效果作用稳定性和影响强度,并通过降水量和温度与成苗效果关系研究结果对比分析<sup>[13]</sup>,探讨日照温度降水因子对飞播油松成苗效果作用变化。

表 1 安康飞播油松成苗效果调查(1998—2004 年)

Table 1 Effective grown-up seedling of *P. tabulaeformis* for aerial seeding in Ankang city

项目	年限	RPA						CK					
		I	II	III	IV	V	$\bar{M}$	I	II	III	IV	V	$\bar{M}$
成苗量 $Q_{ss}$ /(株·hm <sup>-2</sup> )	1	5 600	5 300	5 600	5 100	5 300	5 380.0±216.8	2 900	2 800	3 100	2 600	2 800	2 840.0±181.7
	2	3 600	3 600	3 400	3 400	3 800	3 560.0±167.3	1 400	1 500	2 000	1 900	1 800	1 720.0±258.8
	3	2 300	2 500	2 300	2 500	2 700	2 460.0±167.3	1 000	1 400	1 200	1 100	1 200	1 180.0±148.3
	4	2 100	1 800	1 800	2 100	2 300	2 020.0±216.8	1 100	1 000	900	1 000	900	980.0± 83.7
	5	2 000	2 000	2 100	1 700	1 800	1 920.0±164.3	800	1 000	900	800	900	880.0± 83.7
	6	1 800	1 700	1 700	1 600	1 600	1 680.0± 83.7	800	800	900	900	700	820.0± 83.7
有苗样方频度 $F(\%)$	1	62	70	64	54	60	62.0±5.8	54	50	48	50	44	49.2±3.6
	2	46	50	46	36	46	44.8±5.2	20	22	28	32	26	25.6±4.8
	3	32	30	24	30	26	28.4±3.3	16	24	20	16	20	19.2±3.3
	4	22	24	20	26	24	23.2±2.3	18	16	16	14	12	15.2±2.3
	5	20	18	20	22	18	19.6±1.7	10	12	14	10	8	10.8±2.3
	6	20	16	18	20	18	18.4±1.7	10	14	10	10	8	10.4±2.2

2 结果与分析

2.1 成苗效果与日照时数相关分析

年日照时数与飞播成苗效果呈一定正相关性,但相关不显著( $r>0, P>0.05$ )。成苗效果与 1 月、2 月、6 月和 8 月日照时数相关度较低( $P>0.05$ )。RPA 成苗量与 5 月和 7 月呈显著负相关( $r<0, P<0.05$ ),与 3 月负相关极显著( $r<0, P<0.01$ ),而与 10 月和 12 月呈显著正相关( $r>0, P<0.05$ ),与 4 月、9 月和 11 月正相关极显著;RPA 有苗样方频度与 5 月和 7 月呈显著负相关( $r<0, P<0.05$ ),与 3 月负相关极显著;而与 4 月、9 月、11 月和 12 月呈极显著正相关。对照成苗量与 7 月呈显著负相关,与 3 月和 5 月负相关极显著,而与 10 月和 12 月呈显著正相关,与 4 月、9 月和 11 月正相关极显著;有苗样方与 5 月和 7 月呈显著负相关,与 4 月负相关极显著,而与 10 月呈显著正相关,与 4 月、9 月和 11 月正相关极显著(表 2)。

2.2 成苗效果与日照指标的逐步回归模型分析

逐步回归模型分析显示,9 月和 7 月日照时数( $D$ )对安康飞播油松成苗效果影响较大,首先进入成苗效果模型。接着 4 月、12 月和 11 月日照时数依次进入 RPA 成苗量模型,年日照时数和 5 月日照时数进入 RPA 有苗样方模型,2 月和 8 月日照时数进入对照有苗样方模型(图 1)。

$$Q_{ssck} = -1\,038.078 + 17.434D_{sm9}$$

$$(n=30, R^2=0.792, r_{m9}=0.890, F=106.604, P=0.000)$$

$$Q_{ssck} = 4\,874.631 + 26.466D_{sm9} + 11.305D_{sm7}$$
$$(n=30, R^2=0.945, r_{m7}=-0.426, F=231.862, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -1\,587.956 + 31.597D_{sm9}$$
$$(n=30, R^2=0.802, r_{m9}=0.896, F=113.414, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -8\,910.358 + 48.833D_{sm9} + 21.577D_{sm7}$$
$$(n=30, R^2=0.974, r_{m7}=-0.415, F=502.350, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -9\,487.963 + 54.666D_{sm9} + 25.586D_{sm7} - 6.738D_{sm4}$$
$$(n=30, R^2=0.979, r_{m4}=0.718, F=408.504, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -10\,857.176 + 68.362D_{sm9} + 34.867D_{sm7} - 18.265D_{m4} - 8.153D_{sm12}$$
$$(n=30, R^2=0.983, r_{m12}=0.451, F=358.547, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -32\,401.081 + 232.406D_{sm9} + 149.518D_{sm7} - 106.570D_{m4} - 98.825D_{sm12} - 49.565D_{sm11}$$

$$(n=30, R^2=0.993, r_{m11}=0.640, F=325.393, P=0.000)$$

$$F_{ck} = -23.132 + 0.320D_{sm9}$$

( $n=30, R^2=0.748, r_{m9}=0.865, F=83.083, P=0.000$ )

$$F_{ck} = -99.203 + 0.499D_{sm9} + 0.278D_{sm7}$$

( $n=30, R^2=0.916, r_{m7}=-0.394, F=147.497, P=0.000$ )

$$F_{ck} = -101.257 + 0.523D_{sm9} + 0.278D_{sm7} - 0.118D_{sm2}$$

( $n=30, R^2=0.936, r_{m2}=-0.145, F=126.798, P=0.000$ )

$$F_{ck} = -108.466 + 0.519D_{sm9} + 0.352D_{sm7} - 0.536D_{sm2} + 0.204D_{sm8}$$

( $n=30, R^2=0.955, r_{m2}=0.027, F=133.436, P=0.000$ )

$$F_{rpa} = -20.153 + 0.378D_{sm9}$$

( $n=30, R^2=0.746, r_{m9}=0.864, F=82.093, P=0.000$ )

$$F_{rpa} = -112.322 + 0.595D_{sm9} + 0.272D_{sm7}$$

( $n=30, R^2=0.923, r_{m7}=-0.386, F=32.771, P=0.000$ )

$$F_{rpa} = 75.346 + 1.310D_{sm9} + 1.217D_{sm7} - 0.287D_{sa}$$

( $n=30, R^2=0.949, r_a=0.347, F=162.655, P=0.000$ )

$$F_{rpa} = 132.575 + 1.479D_{sm9} + 1.481D_{sm7} - 0.361D_{sa} - 0.061D_{sm5}$$

( $n=30, R^2=0.957, r_{m5}=-0.402, F=139.238, P=0.000$ )

表 2 1998—2004 年安康日照时数变异与油松成苗效果相关分析

Table 2 From 1998 to 2004, correlation analysis between sunshine variation and effective grown-up seedling of *P. tabulaeformis* for aerial seeding in Ankang city

指标	日照时数/h			变异系数(%) CK	相关系数			
	平均	最低	RPA		苗木保存量 $Q_{ss}$		有苗样方频度 $F$	
					RPA	CK	RPA	CK
年	1 753.6±15.4	1 587.4	1 858.2	4.8	0.349	0.330	0.347	0.351
1 月	96.3±4.7	55.7	138.6	27.0	−0.247	−0.237	−0.226	−0.301
2 月	115.2±3.9	85.9	150.1	18.5	−0.052	−0.108	0.023	−0.145
3 月	150.9±7.6	95.6	221.7	27.4	−0.655 <sup>∗∗</sup>	−0.626 <sup>∗∗</sup>	−0.675 <sup>∗∗</sup>	−0.565 <sup>∗∗</sup>
4 月	170.9±4.7	131.7	213.7	14.9	0.718 <sup>∗∗</sup>	0.713 <sup>∗∗</sup>	0.655 <sup>∗∗</sup>	0.739 <sup>∗∗</sup>
5 月	191.5±6.2	144.2	247.1	17.8	−0.443 <sup>∗</sup>	−0.472 <sup>∗∗</sup>	−0.402 <sup>∗</sup>	−0.439 <sup>∗</sup>
6 月	185.5±4.4	148.4	212.5	13.0	−0.101	−0.045	−0.178	−0.029
7 月	227.5±7.2	181.3	297.1	17.2	−0.415 <sup>∗</sup>	−0.426 <sup>∗</sup>	−0.386 <sup>∗</sup>	−0.394 <sup>∗</sup>
8 月	192.8±7.0	153.8	270.5	20.0	0.131	0.073	0.221	0.027
9 月	140.0±6.8	89.7	210.2	26.7	0.896 <sup>∗∗</sup>	0.890 <sup>∗∗</sup>	0.864 <sup>∗∗</sup>	0.865 <sup>∗∗</sup>
10 月	102.6±4.9	56.1	146.5	26.3	0.361 <sup>∗</sup>	0.406 <sup>∗</sup>	0.264	0.452 <sup>∗</sup>
11 月	95.7±5.7	65.4	152.8	32.5	0.640 <sup>∗∗</sup>	0.663 <sup>∗∗</sup>	0.573 <sup>∗∗</sup>	0.709 <sup>∗∗</sup>
12 月	84.7±4.6	67.6	138.1	29.7	0.451 <sup>∗</sup>	0.404 <sup>∗</sup>	0.527 <sup>∗∗</sup>	0.340

注: \* 在 0.05 水平(双侧)上显著相关, \*\* 在 0.01 水平(双侧)上显著相关。

从成苗量模型分析,9 月日照时数与成苗量呈极显著正相关( $r=0.896, 0.890, P=0.000$ );RPA 和对照模型在 38.8 h/M 附近交汇,斜率比值 1.8,在当地 9 月日照时数范围内{89.7 h/M, 210.2 h/M},RPA 模型值大于对照,差距有随日照时数延长扩大趋势。在控制 9 月日照作用下,7 月日照与成苗量线性关系极为密切( $r=0.932, 0.858, P=0.000$ ),对 RPA 和对照成苗量贡献率为 41.8%和 41.0%,低于 9 月日照时数的 58.2%和 59.0%。排除 9 月和 7 月日照因子干扰,4 月日照时数与 RPA 成苗量呈显著负相关( $r=-0.454, P=0.015$ );3 个日照因子共同作用下,9 月日照对成苗量影响最大,贡献率为 52.%;4 月影响最小,贡献率仅为 7.9%。控制上述日照因子对成苗量影响,12 月日

照时数与成苗量负相关显著( $r=-0.419, P=0.030$ );4 个日照因子配合下,9 月和 7 月日照对成苗量作用相对较大,贡献率为 44.9%和 37.2%,12 月日照作用最小,贡献率仅为 3.2%。在 5 个日照因子协同作用下,7 月日照对成苗量影响略大于 9 月,贡献率为 34.8%和 33.2%,而 4 月和 12 月作用相对较小,贡献率分别为 18.6%和 8.6%;11 月日照作用最小,贡献率仅为 4.8%。

与成苗量一样,9 月日照时数对有苗样方频度也起着关键作用,两者呈极显著正相关( $r=0.864, 0.865, P=0.000$ ),模型在 -51.4 h/M 附近相交,斜率比值 1.2;RPA 和对照模型值变化规律与成苗量相同。在控制 9 月日照时数作用下,7 月日照与有苗样方也呈极显著正相关( $r=0.835, 0.817, P=$



0.000),对RPA和对照模型贡献率为42.6%和42.2%,小于9月的57.4%和57.8%。在排除9月和7月日照干扰下,年日照时数与RPA有苗样方呈极显著负相关( $r = -0.587, P = 0.001$ ),2月日照时数与对照有苗样方也呈极显著负相关( $r = -0.487, P = 0.009$ ),但2月日照时数复相关系数仅为-0.145,与对照有苗样方关系比较疏远,作用效果不稳定。3个日照因素作用下,年日照时数对RPA成苗量作用最大,贡献率为52.2%,9月作用最小,贡献率为19.0%;而9月和7月日照对对照有苗样方影响较大,贡献率分别为48.8%和42.1%,2月作用最小,贡献率仅为9.1%。在4个

日照因子相互作用下,去除其他因子干扰,5月日照与RPA呈显著负相关( $r = -0.388, P = 0.045$ ),8月日照与对照正相关极显著( $r = 0.548, P = 0.003$ ),但8月日照时数复相关系数仅为0.027,与对照有苗样方关系极为松散,作用极为不稳定。年日照时数对RPA贡献率为53.2%,远大于7月和9月的28.3%和17.4%,而5月日照作用极小,贡献率仅为1.0%。7月和9月日照对对照有苗样方作用效果稳定,贡献率分别为31.5%和28.6%;而2月和8月日照时数作用效果不稳定,影响相对较小,贡献率为24.3%和15.5%。

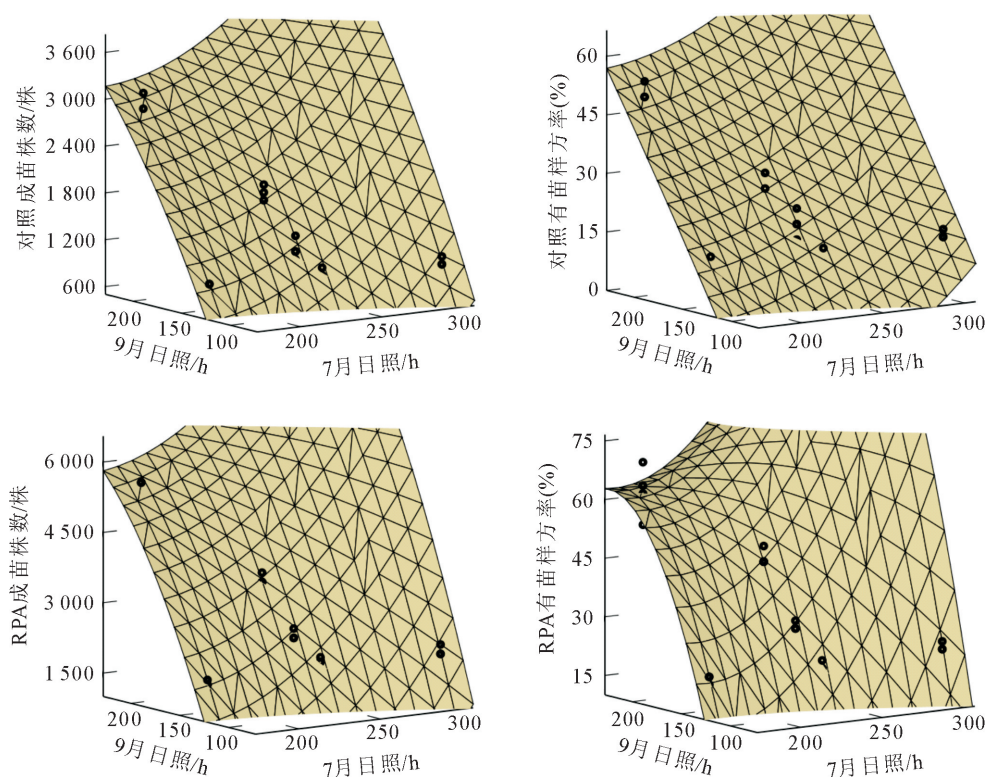


图1 安康飞播油松成苗效果与日照时数关系

Fig. 1 The relationship between sunshine duration and effective grown-up seedling of *P. tabulaeformis* for aerial seeding in Ankang city

引入时间变量,对照油松成苗量与日照因子模型关系不变;而RPA成苗量与飞播年限和5月、4月、9月日照时数关系密切,有苗样方与飞播年限和5月、9月日照时数相关度强,对照有苗样方与飞播年限和6月、7月日照时数关系紧密,分别进入模型(图2)。

$$Q_{ssrpa} = 5\,222.667 - 681.714t$$

$$(n = 30, R^2 = 0.803, r_t = -0.890, F = 114.255, P = 0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = 8\,146.164 - 667.246t - 15.533D_{sm5}$$

$$(n = 30, R^2 = 0.964, r_{m5} = -0.443, F = 361.105, P = 0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = 5\,357.781 - 537.334t - 10.001D_{sm5} + 9.101D_{sm9}$$

$$(n = 30, R^2 = 0.979, r_{m9} = 0.896, F = 396.016, P = 0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = 4\,526.205 - 493.817t - 10.917D_{sm5} + 7.556D_{sm9} + 6.269D_{sm4}$$

$$(n = 30, R^2 = 0.985, r_{m4} = 0.718, F = 419.941, P = 0.000)$$

$$F_{ck} = 45.973 - 6.926t$$

$$(n = 30, R^2 = 0.752, r_t = -0.867, F = 84.856, P = 0.000)$$

$$F_{ck} = 2.094 - 8.646t + 0.269D_{sm6}$$

$(n = 30, R^2 = 0.925, r_{m6} = -0.029, F = 166.728, P = 0.000)$

$F_{ck} = 22.641 - 8.235t + 0.231D_{sm6} - 0.065D_{sm7}$

$(n = 30, R^2 = 0.955, r_{m7} = -0.397, F = 185.144, P = 0.000)$

$F_{rpa} = 62.613 - 8.537t$

$(n = 30, R^2 = 0.820, r_t = -0.905, F =$

$127.307, P = 0.000)$

$F_{rpa} = 95.119 - 8.376t - 0.173D_{sm5}$

$(n = 30, R^2 = 0.949, r_{m5} = -0.402, F = 251.575, P = 0.000)$

$F_{rpa} = 69.985 - 7.205t - 0.123D_{sm5} + 0.082D_{sm9}$

$(n = 30, R^2 = 0.957, r_{m9} = 0.864, F = 191.961, P = 0.000)$

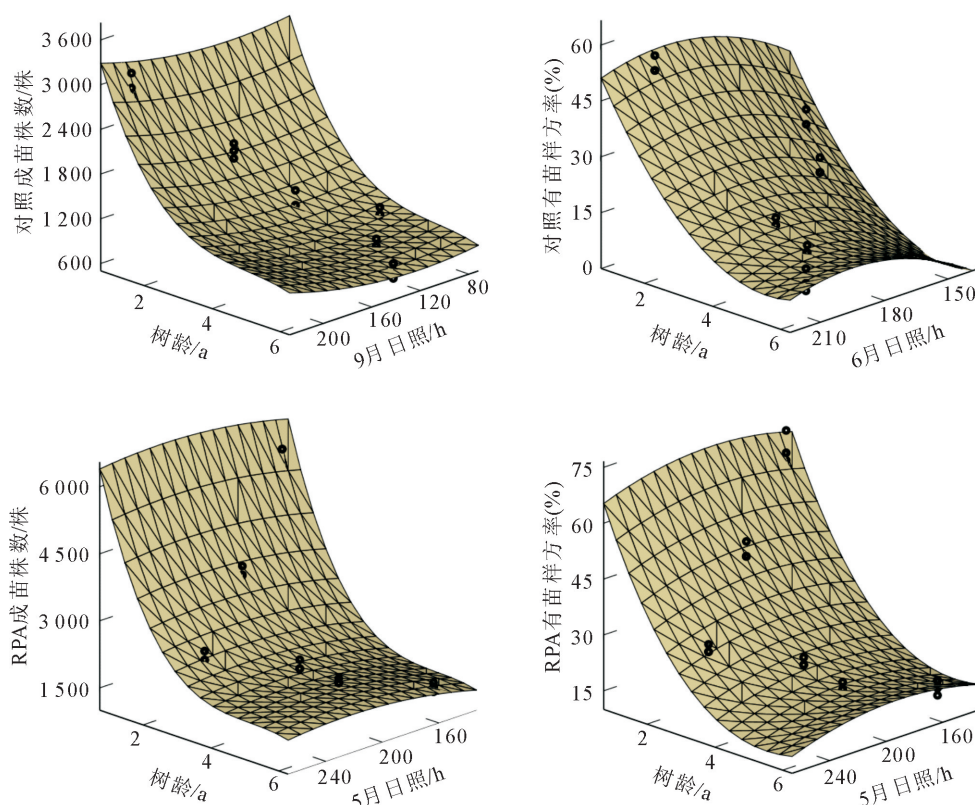


图2 安康飞播油松成苗效果与日照和树龄关系

Fig. 2 Relationship between sunshine duration and tree ages and effective grown-up seedling of *P. tabuliiformis* for aerial seeding in Anzhang city

从RPA成苗量模型分析,飞播年限与成苗量呈极显著负相关( $r = -0.896, P = 0.000$ )。在消除飞播年限干扰下,5月日照时数与成苗量负相关极显著( $r = -0.904, P = 0.000$ ),对成苗量贡献率为59.8%,大于飞播年限贡献的40.2%。排除飞播年限和5月日照影响,9月日照与成苗量呈极显著正相关( $r = 0.637, P = 0.000$ ),对模型值贡献率为26.5%,小于5月日照和飞播年限贡献的39.9%和33.6%。在控制上述因子作用下,4月日照与成苗量也呈极显著正相关( $r = 0.561, P = 0.002$ );4个因子共同作用下,5月日照时数作用最大,贡献率为36.7%,9月和4月日照作用相对较小,贡献率为18.6%和18.8%。

从有苗样方模型分析,飞播年限与它也呈极显著负相关( $r = -0.905, -0.867, P = 0.000$ )。去除

飞播年限影响,5月日照时数与RPA负相关极显著( $r = -0.847, P = 0.000$ ),6月日照时数与对照呈极显著正相关( $r = 0.836, P = 0.000$ ),但5月,尤其是6月日照复相关系数较小,与有苗样方关系相对疏远,作用不稳定;对模型值贡献率为56.9%和65.8%,大于飞播年限贡献的43.1%和34.2%。在3个因子协同作用下,控制模型中其他因子作用下,9月日照与RPA正相关极显著( $r = 0.390, P = 0.004$ ),7月日照与对照负相关极显著( $r = -0.635, P = 0.000$ ),但7月复相关系数为-0.394,与对照有苗样方关系较松散,作用不稳定;其中,5月日照对RPA有苗样方影响最大,6月对对照作用最大,贡献率分别为41.6%和52.0%;而9月对RPA影响最小,7月对对照作用最弱,贡献率为20.3%和18.0%。

以飞播年限权重分析,凸显了9月和7月日照对油松成苗效果的影响,首先进入成苗效果模型。接着4月和12月日照时数进入成苗量模型,年日照和5月日照时数进入RPA有苗样方模型,2月和8月日照进入对照有苗样方模型,最后3月日照时数进入RPA成苗量模型。

$$Q_{ssck} = -583.101 + 13.169D_{sm9}$$

$$(n=30, R^2=0.519, r_{m9}=0.720, F=30.197, P=0.000)$$

$$Q_{ssck} = -4527.655 + 25.100D_{sm9} + 10.546D_{sm7}$$

$$(n=30, R^2=0.893, r_{m7}=-0.107, F=112.709, P=0.000)$$

$$Q_{ssck} = -5057.157 + 29.826D_{sm9} + 14.012D_{sm7} - 5.364D_{sm4}$$

$$(n=30, R^2=0.913, r_{m4}=0.536, F=91.417, P=0.000)$$

$$Q_{ssck} = -6756.402 + 44.975D_{sm9} + 23.777D_{sm7} - 16.137D_{sm4} - 9.358D_{sm12}$$

$$(n=30, R^2=0.939, r_{m12}=0.545, F=95.987, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -825.781 + 24.238D_{sm9}$$

$$(n=30, R^2=0.517, r_{m9}=0.719, F=30.004, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -8556.797 + 47.622D_{sm9} + 20.699D_{sm7}$$

$$(n=30, R^2=0.940, r_{m7}=-0.080, F=212.340, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -9512.068 + 56.148D_{sm9} + 26.922D_{sm7} - 9.678D_{sm4}$$

$$(n=30, R^2=0.960, r_{m4}=0.569, F=206.340, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -11238.328 + 71.538D_{sm9} + 36.843D_{sm7} - 20.621D_{m4} - 9.506D_{sm12}$$

$$(n=30, R^2=0.967, r_{m12}=0.599, F=185.867, P=0.000)$$

$$Q_{ssrpa} = -12022.210 + 112.831D_{sm9} + 89.200D_{sm7} - 64.492D_{m4} - 63.461D_{sm12} - 32.075D_{sm3}$$

$$(n=30, R^2=0.973, r_{m3}=-0.510, F=174.561, P=0.000)$$

$$F_{ck} = -13.473 + 0.231D_{sm9}$$

$$(n=30, R^2=0.435, r_{m9}=0.659, F=21.515, P=0.000)$$

$$F_{ck} = -91.053 + 0.465D_{sm9} + 0.207D_{sm7}$$

$$(n=30, R^2=0.830, r_{m7}=-0.051, F=65.856, P=0.000)$$

$$F_{ck} = -101.307 + 0.532D_{sm9} + 0.290D_{sm7} - 0.152D_{sm2}$$

$$(n=30, R^2=0.871, r_{m2}=-0.199, F=58.451, P=0.000)$$

$$F_{ck} = -108.625 + 0.520D_{sm9} + 0.352D_{sm7} - 0.536D_{sm2} + 0.204D_{sm8}$$

$$(n=30, R^2=0.924, r_{m8}=0.356, F=76.356, P=0.000)$$

$$F_{rpa} = -12.324 + 0.297D_{sm9}$$

$$(n=30, R^2=0.469, r_{m9}=0.685, F=24.708, P=0.000)$$

$$F_{rpa} = -109.858 + 0.592D_{sm9} + 0.261D_{sm7}$$

$$(n=30, R^2=0.875, r_{m7}=-0.064, F=94.086, P=0.000)$$

$$F_{rpa} = 106.710 + 1.382D_{sm9} + 1.332D_{sm7} - 0.325D_{sa}$$

$$(n=30, R^2=0.934, r_a=0.336, F=122.535, P=0.000)$$

$$F_{rpa} = 143.765 + 1.514D_{sm9} + 1.532D_{sm7} - 0.376D_{sa} - 0.062D_{sm5}$$

$$(n=30, R^2=0.949, r_{m5}=-0.005, F=116.436, P=0.000)$$

从成苗量模型分析,飞播年限权重下,9月日照与成苗量仍然呈极显著正相关( $r=0.719$ 、 $0.720$ ,  $P=0.000$ ),但相关度明显降低;RPA和对照模型交点在21.9 h/m附近,斜率比值1.8;模型变化规律与上述模型分析相同,进一步说明RPA对提高油松成苗量的重要作用。在控制9月日照因子作用下,7月日照与成苗量正相关极显著( $r=0.936$ 、 $0.882$ ,  $P=0.000$ ),但复相关度明显削弱,仅为 $-0.080$ 和 $-0.107$ ,对成苗量作用极不稳定;对模型贡献率为41.4%和40.6%,低于9月日照贡献的58.6%和59.4%;与前面模型分析相同。去除9月和7月日照干扰,4月日照时数与RPA成苗量呈极显著负相关( $r=-0.571$ ,  $P=0.001$ ),与对照呈显著负相关( $r=-0.436$ ,  $P=0.020$ );其偏相关性有所增强,而复相关性明显降低。3个日照因子相互配合下,9月日照对成苗量影响最大,贡献率为50.4%和59.4%,明显大于7月的39.2%和38.5%;而4月日照影响最小,贡献率仅为10.6%和11.1%。排除9月、7月和4月日照因子对成苗量作用,12月日照时数与RPA成苗量呈显著负相关( $r=-0.438$ ,  $P=0.022$ ),与对照负相关极显著



( $r = -0.542, P = 0.003$ );从 RPA 相关度分析,其偏相关度有所降低,而复相关度有所增强;9 月和 7 月日照对成苗量贡献率为 45.4%、38.0%和 41.3%和 35.5%,明显大于 4 月的 16.0%和 18.1%;12 月日照对 RPA 和对照成苗量影响最小,贡献率仅为 0.7%和 5.2%。从 RPA 成苗量 5 个因子模型分析,在排除模型中其他因子干扰下,3 月日照与成苗量呈显著负相关( $r = -0.421, P = 0.032$ );7 月日照对成苗量作用大于 9 月,贡献率分别为 42.8%和 33.3%,而 12 月和 3 月日照影响极小,贡献率均为 0.3%。

从有苗样方分析,有苗样方频度与日照指标关系性质保持不变,只是模型参数和相关度发生变化。9 月日照与有苗样方线性关系紧密,正相关极显著( $r = 0.685, 0.659, P = 0.000$ ),相关度明显下降。RPA 和对照模型交点在一 17.4 h/M 附近,斜率比值 1.3,比上述分析结果提高。消除 9 月日照影响,7 月日照时数也与成苗量正相关极显著( $r = 0.874, 0.836, P = 0.000$ );与成苗量变化类似,其偏相关性有所增强,复相关性明显减弱,对模型作用极不稳定。贡献率为 41.7%和 42.0%,明显低于 9 月的 58.3%和 58.0%;结论与前面结果一致。排除 9 月和 7 月日照因子干扰,年日照时数与 RPA 有苗样方负相关极显著( $r = -0.688, P = 0.000$ ),2 月日照与对照负相关极显著( $r = -0.491, P = 0.009$ );年日照时数对 RPA 有苗样方影响最大,贡献率为 53.4%,明显大于 7 月和 9 月的 28.4%和 18.2%;而 2 月日照对对照影响最低,贡献率为 11.1%,远低于 7 月和 9 月的 41.7 和 47.2%;与前面结果基本一致。在飞播年限权重下,控制以上因子干扰,5 月日照与 RPA 有苗样方呈显著负相关( $r = -0.478, P = 0.012$ ),8 月日照与对照正相关极显著( $r = 0.643, P = 0.000$ );与前面分析结果相比,5 月日照偏相关性均有所增强,而复相关性有所下降,对 RPA 有苗样方作用极不稳定;而 8 月日照偏相关性和复相关性均明显提高,对对照有苗样方作用效果稳定性增加。4 个因子协同下,年日照时数对 RPA 模型贡献率为 53.5%,远大于 7 月和 9 月的 28.3%和 17.2%,5 月贡献最小,仅为 1.0%;而 7 月、9 月、2 月和 8 月日照对对照有苗样方贡献率依次为 31.5%、28.7%、24.3%和 15.5%,与前面结果完全一致。

### 3 结果与讨论

#### 3.1 成苗效果与日照指标相关性及时空变化

太阳辐射存在着显著的日变化节律和季节变化,从而导致温度也发生相应的变化<sup>[8-10]</sup>,也直接引

起大气环流不规则的周期性变动,造成降水量的年间差异和季节变化<sup>[11-12]</sup>。林木形成了自身应对气候变化的能力,产生了季节性的生长变化,也导致了气候因子对林木作用的时空差异<sup>[14-15]</sup>。

3.1.1 年日照指标相关性的地域差异 由于温度与日照时数呈正相关,降水量与日照时数呈负相关<sup>[7-12]</sup>。所以年日照时数和年均温与飞播油松成苗效果呈正相关,而与年降水量呈负相关,其中,与年均温相关极显著,与年降水量除对照有苗样方频度外相关均显著。

3.1.2 月日照时数相关性时空变化 冬季,12 月日照时数和年均温与成苗效果呈正相关。其中,日照与对照和 RPA 成苗量相关显著,与 RPA 有苗样方频度相关极显著,与对照有苗样方频度相关不显著;而年均温除与对照有苗样方频度相关显著外,与其余相关均极显著。12 月降水量与成苗效果均呈极显著负相关。1 月和 2 月日照与成苗效果呈不显著负相关;1 月均温和降水量与成苗效果也呈负相关,而 2 月均温和降水量呈不显著正相关,但仅 1 月均温与 RPA 有苗样方频度相关显著<sup>[13]</sup>。春季,成苗效果与 3 月日照和年均温负相关极显著,与降水量正相关极显著。与 4 月日照和年均温正相关极显著,与降水量极不相关。与 5 月日照显著负相关,与年均温不显著负相关,与降水量正相关极显著<sup>[12-13]</sup>。夏季,与 6 月和 7 月日照负相关,与 8 月正相关,其中与 7 月显著。与 6 月均温相关极不显著,与 7 月正相关不显著,8 月均温与成苗量正相关显著,与 RPA 有苗样方频度正相关不显著,与对照有苗样方频度正相关极显著。成苗效果与 6 月降水量负相关极显著,与 7 月负相关不显著,与 8 月正相关不显著<sup>[12-13]</sup>。秋季,9 月和 11 月日照与成苗效果正相关极显著,与 10 日照除 RPA 有苗样方频度外正相关显著。与各月均温正相关极显著,与降水量负相关极显著<sup>[12-13]</sup>。

#### 3.2 不同日照、温度和降水因子对成苗效果的协同作用

3.2.1 排除时间因子的协同作用 逐步回归模型显示,9 月和 7 月日照时数与成苗效果关系紧密。在控制模型中其他因素干扰下,2 月和 6 月日照也对对照有苗样方频度产生影响,4 月、11 月和 12 月日照对 RPA 成苗量发生作用,年和 5 月日照与 RPA 有苗样方频度也有一定的相关性。4 月和 11 月均温对成苗效果作用较大,7 月均温与对照成苗量也有一定相关,而年极端最高温度也对对照有苗样方频度发生作用;3 月均温对 RPA 成苗效果也有一定影响<sup>[13]</sup>。12 月、11 月和 9 月降水量与成苗量关系密切,而 12 月、11 月和 8 月降水量对有苗样方



频度协调作用<sup>[12]</sup>。

3.2.2 时间因子下的协同作用 在时间因子协调下,对照油松成苗量与日照因子模型关系不变;5月、8月和4月日照对RPA成苗量作用较大,6月和7月日照与对照有苗样方频度关系紧密,5月和9月日照对RPA有苗样方频度影响较大。3月、10月和11月均温与对照成苗量关系密切,5月均温、年极端最高温度和4月均温对RPA成苗量有所作用,年极端最高温度和4月均温对对照有苗样方频度影响较大,3月和10月均温与RPA有苗样方频度相关度较强<sup>[13]</sup>。2月和5月降水对成苗量作用较大,2月降水与对照有苗样方频度相关性强,4月、1月和2月降水对RPA有苗样方频度依次产生一定的作用<sup>[14]</sup>。

3.2.3 飞播年限权重下的协同作用 在飞播年限权重下,9月和7月日照也与成苗效果关系密切。但在控制其他因素作用下,4月和12月日照与对照成苗量相关,4月、12月和3月日照与RPA成苗量也有一定相关,2月和8月日照与对照有苗样方频度相关性也较强,年日照和5月日照也会对RPA有苗样方频度产生影响。在飞播年限权重下,温度与成苗效果模型关系不变<sup>[13]</sup>,降水与成苗效果模型关系也基本保持不变,只是在对照松成苗量模型中增加了1月降水量指标<sup>[12]</sup>。

从以上模型综合分析,9月和7月日照时数是影响成苗效果的关键日照因子;其次,4月、6月、12月和2月日照也对对照成苗效果有关,5月、8月、年、4月、12月、11月和3月日照也与RPA成苗效果相关。4月、11月、3月和5月均温是影响对照和RPA成苗效果的共同温度指标,与成苗效果密切相关;其次,7月和10月均温及年极端最高温度对对照也有影响,10月均温和年极端最高温度与RPA也有一定的相关度<sup>[13]</sup>。12月、2月和11月降水量是影响成苗效果和对照有苗样方频度的主要降水指标,5月、9月和1月降水对成苗量也有所作用,8月降水对对照有苗样方频度作用也较大;而RPA有苗样方频度与12月、4月、11月、8月、1月和2月降水量依次相关<sup>[12]</sup>。在当地日照、温度和降水因子的协同作用下,RPA飞播油松成苗量和有苗样方频度均优于对照<sup>[13]</sup>,说明使用RPA拌种飞播造林能显著削弱林地水热资源年间和季节剧烈变化对油松成苗的作用,提高幼苗抵御极端气候灾害的能力,扩大幼苗在林地的适应范围。

## 参考文献:

[1] IBEH G F, AGBO G A, EKPE J E, *et al.* Correlation between sunshine hours and global solar radiation in warri-nigeria with

artificial neural network[J]. Journal of Chemical, Biological and Physical Sciences, 2012, 2(4): 2028-2035.

- [2] BROHAN P, KENNEDY J J, HARRIS I, *et al.* Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: a new data set from 1850[J]. J. Geophys. Res., 2006, 111: 12106.
- [3] 范晓辉, 郝智文, 王孟本. 山西省近50年日照时数时空变化特征研究[J]. 生态环境学报, 2010, 19(3): 605-609.
- [4] 虞海燕, 刘树华, 赵娜, 等. 我国近59年日照时数变化特征及其与温度、风速、降水的关系[J]. 气候与环境研究, 2011, 16(3): 389-398.
- [5] 李庆祥, 董文杰, 李伟, 等. 近百年中国气温变化中的不确定性估计[J]. 科学通报, 2010, 55(16): 1544-1554.
- [6] 肖秀程, 黄丹青, 严佩文. 极端气温和极端降水复合事件的气候特征[J]. 气象科学, 2020, 40(6): 744-751.
- [7] 蒋冲, 王飞, 穆兴民, 等. 1960-2011年秦岭南北气温和降水变化对植被净第一性生产力的影响研究[J]. 西北植物学报, 2012, 32(9): 1888-1896.
- [8] 陈射斗. 秦巴山区降水规律与飞播造林成效关系的研究[J]. 西北林学院学报, 1996, 11(3): 50-53.  
CHEN S D. Relationship between characteristics of rainfall and aerial seeding afforestation results in the Qinba Mountains[J]. Journal of Northwest Forestry University, 1996, 11(3): 50-53. (in Chinese)
- [9] 张斌善, 李建春, 孔绿玉, 等. 降水量对商州飞播油松成苗效果影响[J]. 西北林学院学报, 2016, 34(4): 140-146.  
ZHANG B S, LI J C, KONG L Y. Correlation analysis on sunshine hours and effective grown-up seedling of *Pinus tabulaeformis* by aerial seeding in Shangzhong[J]. Journal of Northwest Forestry University, 2016, 34(4): 140-146. (in Chinese)
- [10] 冯玉龙, 刘恩举, 孙国斌. 根系温度对植物的影响(Ⅰ)—根温对植物生长及光合作用的影响[J]. 东北林业大学学报, 1995, 23(3): 63-69.
- [11] 陈佳卉, 卜元坤, 苏少峰, 等. 油松飞播林灌木层主要物种间联结及其环境解释[J]. 生态学杂志, 2021, 40(11): 3512-3522.
- [12] 童开林, 王锁怀, 韩崇选, 等. 气温对汉中飞播油松成苗效果的影响[J]. 西北林学院学报, 2015, 30(3): 113-119.  
TONG K L, WANG S H, HAN C X, *et al.* Influence of atmospheric temperature on effective grown-up seedling of *Pinus tabulaeformis* formisf or aerial seeding in Hanzhong[J]. Journal of Northwest Forestry University, 2015, 30(3): 113-119. (in Chinese)
- [13] 李建康, 李建春, 韩崇选, 等. 降水量与安康飞播油松成苗效果关联分析[J]. 西北林学院学报, 2016, 31(5): 121-126.  
LI J K, LI J C, HAN C X, *et al.* Grown-up seedling of *Pinus tabulaeformis* for aerial seeding in Ankang[J]. Journal of Northwest Forestry University, 2016, 31(5): 121-126. (in Chinese)
- [14] 陕西省林业勘察设计院. 安康市1996年飞播造林作业设计(1997年施工)[R]. 安康: 1996, 12.
- [15] 董婕, 周淑艳, 王茸仙. 全球变暖背景下榆林、西安、安康气候对比分析[J]. 曲阜师范大学学报: 自然科学版, 2009, 35(1): 102-106.
- [16] 臧金丹, 张阳生. 安康地区降水变化特征及趋势分析[J]. 地下水, 2011, 33(2): 176-178.