

不同水肥作用下西藏青稞生长动力学机制与模拟研究

李玉庆¹, 蒙强¹, 张存¹, 张文贤¹, 周祖昊^{2*}

(1. 西藏农牧学院 水利与土木工程学院, 西藏 林芝 860000;

2. 中国水利水电科学研究院 流域水循环模拟与调控国家重点实验室, 北京 100038)

摘要:【目的】构建西藏高原地区多因子作用下的青稞动态生长模型。【方法】于2016—2017年在西藏农牧学院农田水利试验场,监测了不同水分和氮素状态下的青稞动态生长过程,基于方差分析法研究了水分和氮素对青稞动态过程的交互作用,在此基础上构建了包括4个自由度、描述土壤水分和氮素对春青稞干物质形成以及累积过程函数关系,构建了多因子作用条件下的青稞动态关系模型,分别采用2016年和2017年的试验资料对模型进行了参数率定和验证。【结果】西藏高原地区青稞动态生长过程受到了多种因素的影响,青稞的干物质增量和累积量与土壤水分和氮素投入量表现出非线性响应关系;采用偏相关系数能够有效地反映青稞的产量与干物质指标关系。模拟不同水分和氮素条件下的青稞生长过程与实测结果相比,全生育内Nash-Sutcliffe系数平均值为0.873;5%的显著水平下,不存在系统性偏差。【结论】构建的青稞动态生长关系模型能够描述西藏地区气候和土壤条件对青稞生长动态过程影响机理,具有较高的模拟精度。

关键词:青稞; 西藏高原; 多因子作用; 模型; 水分; 氮素; 土壤

中图分类号: X592

文献标志码: A

doi:10.13522/j.cnki.ggps.20180492

李玉庆,蒙强,张存,等. 不同水肥作用下西藏青稞生长动力学机制与模拟研究[J]. 灌溉排水学报,2019,38(4):17-24.

0 引言

由于特殊的气候特点和农业生产方式,西藏地区青稞种植普遍存在着生产效率低下,农业水土资源配置不合理的问题。研究西藏地区气象、农田土壤水分和氮素等多因子作用条件下的青稞动态生产过程,揭示影响青稞生长的主控因素及其作用机理,对于提高西藏地区农作物灌溉管理水平和农业生产效率、保障农业的可持续发展具有重要意义。

作物生长和产量的形成过程,各生育期以及全生育阶段中影响生长和产量的因子及其作用机理和影响程度的研究,通常是以作物各生育阶段的物质投入量(例如相对耗水量)为自变量,反映作物各生育阶段物质消耗与作物干物质形成量或者产量之间的函数关系^[1-3],物质投入—干物质或者产量模型主要包括最终关系模型和动态关系模型^[4-5]。最终关系模型^[6]反映作物收割时产量和各生育阶段(或整个生育期)物质消耗总量之间的关系。这类模型主要的优点是计算简单,所需要的实测数据少,但是一个较为普遍的问题是模型参数在很大程度上与试验条件有关,作物减产机理的复杂性也是不容忽视的。不同生育阶段作物对水分亏缺的敏感性不同,同一生育时期不同胁迫程度对作物产量的影响也不尽相同,特别是对于西藏地区青稞种植,气象和土壤条件对于其干物质形成和累积过程的作用机理尚无全面研究情况下,这类模型的应用受到较大的制约。动态生产模型^[7-8]能够逐时段的模拟和预测干物质的累积过程或作物的生长过程,较为详细地模拟和预测作物生长对不同外界条件水平的反应,这类模型跟踪作物生长过程,使作物的干物质产量过程与外界气象和土壤条件直接发生关系^[9-12],根据实时监测气象资料对不同灌水、施肥条件下作物的生长进行预测^[13-16],研究土壤水分、氮素等多种因素共同作用下的青稞生长机理,发展动态关系模型。

收稿日期:2018-09-11

基金项目:国家自然科学基金项目(91647109,51679257,51879195,51769035);西藏自治区级重点实验室开放基金项目(ZTJS-04);

高校联合项目基金项目(szjj2015-040)

作者简介:李玉庆(1975-),男,甘肃武威人。副教授,硕士,主要从事水利及灌溉排水方面的研究。E-mail: xzlyq666@163.com

通信作者:周祖昊(1975-),男,湖北武汉人。教授级高工,博士,主要从事在流域分布式水循环模拟、水资源演变规律、水循环伴生过程模拟与调控研究。E-mail: zhzh@iwhr.com

针对目前西藏青稞农业生产状况,于2016—2017年在西藏农牧学院农田水利试验场针对多因子作用条件下的春青稞动态生产过程开展系统的试验研究,在此基础上,分析青稞产量形成机制,建立动态产量关系模型,旨在为西藏高原灌区水土资源高效利用提供一定理论和方法支持。

1 材料和方法

1.1 田间试验

试验于2016年和2017年青稞种植期(4—9月)在西藏农牧学院农田水利综合试验场进行,试验点位于尼洋河流域,海拔2956 m,年平均气温8.5 °C,≥0 °C的积温3134.2 °C,多年平均年降水量654.1 mm,相对湿度为63%,无霜期达170 d以上,雨热同季,是冬春作物混作的典型区。试验区测试土壤为沙壤土,土壤基本物理性质参数、理化性质参数和青稞作物的适宜水分上下限(允许最大含水率 β_{max} 取田间持水率,允许最小含水率 β_{min} 取适宜水分下限)分别见表1、表2所示。

表1 试验土壤物理性质及水分特性参数

土层深度/m	黏粒量/%		砂粒量/%		粉粒量/%		体积质量/(g·cm ⁻³)	水力传导度/(10 ³ m·s ⁻¹)	田间持水率/(cm ³ ·cm ⁻³)	凋萎系数/(cm ³ ·cm ⁻³)
	M±S ^a	Max/Min ^b	M±S	Max/Min	M±S	Max/Min				
0~10	20.4±7.7	24.8/13.4	42.3±4.1	51.3/47.2	27.3±3.9	31.0/23.0	1.28/1.04	9.8/8.6	0.246/0.223	0.141/0.136
10~20	22.9±5.5	25.2/14.6	42.6±3.9	51.1/46.6	27.5±4.5	32.5/22.8	1.29/1.23	9.8/8.2	0.242/0.235	0.138/0.126
20~30	21.8±4.3	24.4/14.3	42.4±3.6	52.9/45.6	27.8±5.6	33.8/21.5	1.38/1.24	10.2/8.3	0.288/0.267	0.148/0.135
30~40	18.6±6.5	22.3/11.6	44.2±3.6	53.7/47.2	26.2±4.2	31.6/20.6	1.35/1.26	11.9/8.8	0.221/0.198	0.128/0.110
40~50	16.3±4.8	20.5/13.2	48.2±5.2	55.6/46.6	27.8±5.6	33.5/21.5	1.26/1.18	13.6/9.2	0.219/0.205	0.126/0.108

注 a)M±S表示均值±标准差;b)Max/Min表示最大值/最小值。

表2 试验土壤理化性质

土层深度/cm	pH值	速效氮量/(mg·kg ⁻¹)	速效磷量/(mg·kg ⁻¹)	速效钾量/(mg·kg ⁻¹)	全氮量/%	全磷量/%	全钾量/%	有机质量/%
0~10	8.79	6.51	39.17	55.65	0.03	0.17	0.39	0.59
10~20	8.61	12.62	40.68	143.67	0.02	0.12	0.49	1.31
20~30	8.63	3.29	38.42	74.19	0.03	0.12	0.49	0.78
30~40	8.75	8.67	30.45	50.04	0.04	0.10	0.44	0.61
40~50	8.62	3.91	33.81	71.18	0.02	0.15	0.58	0.52

试验在测坑内开展,以春青稞“藏青2000”为材料,每个处理3个重复,试验设计如表3所示。

表3 试验设计

灌水水平	施肥水平			
	NF(常规施肥量)		SF(常规施肥量的80%)	
	F1(80%基肥,追肥20%)	F2(60%基肥,追肥40%)	F1(80%基肥,追肥20%)	F2(60%基肥,追肥40%)
NI(充分灌溉)	处理1(NI,NF,F1)	处理2(NI,NF,F2)	处理3(NI,SF,F1)	处理4(NI,SF,F2)
SI(85%标准)	处理5(SI,NF,F1)	处理6(SI,NF,F2)	处理7(SI,SF,F1)	处理8(SI,SF,F2)
TI(75%标准)	处理9(TI,NF,F1)	处理10(TI,NF,F2)	处理11(TI,SF,F1)	处理12(TI,SF,F2)
VI(65%标准)	处理13(VI,NF,F1)	处理14(VI,NF,F2)	处理15(VI,SF,F1)	处理16(VI,SF,F2)

注 NI灌水水平为当地充分灌溉模式,每次灌水均达到田间持水率,其他灌水水平依次减少;施肥方法:基肥:氮肥(尿素)和磷肥(过磷酸钙)作底肥1次性施入,氮肥和磷肥在拔节期作追肥施入,其他各项田间管理措施按常规方法进行。

2016年和2017年试验处理完全相同。在试验区对青稞不同生育期内作物耗水、土壤水分变化、土壤中氮素量的变化以及青稞的生育指标进行系统的监测。

土壤0~10、10~30和30~50 cm深度埋设了TP-ST-I土壤传感器,与数据采集器(CR1000)相连接,自动测定土壤体积含水率,测量间隔时间为24 h。在青稞播种—分蘖期、拔节—抽穗期和开花—灌浆期不同土层深度取样,土样风干后以1:5的质量比进行浸提,分别采用纳氏试剂分光光度法和紫外分光光度计法测定土壤中NH₄⁺-N和NO₃⁻-N量。

试验场设有自动气象站,测定日太阳辐射、气温、风速、相对湿度、降水等。播种青稞后,详细记录青稞的苗期、分蘖期、孕穗、抽穗期分蘖数,叶面积指数(LAI)采用AM-350便携式叶面积仪测定,并在生育期末观测千粒质量。

植株干物质测定:干物质质量每10 d进行1次测定,每小区所取的5棵植株称鲜质量,并在烘箱中于105 °C下杀青10 min后,在85 °C下烘至恒质量,称取干质量,并计算其干物质累积质量。在青稞收获前1 d,

每小区随机取 1 m² 植株, 在实验室测定产量。

1.2 不同因子对青稞生长动态影响的成因分析

对于试验中的不同因素 A 和因素 B, 因素 A 包括了 r 个不同水平 A_1, A_2, \dots, A_r , 因素 B 包括了 s 个不同水平 B_1, B_2, \dots, B_s , 把交互作用当成一个新因素来处理, 即把每一种水平搭配 (A_i, B_j) 看作一个总体 X_{ij} , 并假设 X_{ij} 相互独立且 $X_{ij} \sim N(\mu_{ij}, \sigma^2)$, $X_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$ 。

式中: μ 为所有期望总平均值; α_i 为水平 A_i 对试验结果的效应; β_j 为水平 B_j 对试验结果的效应; $(\alpha\beta)_{ij}$ 为交互效应; ε_{ijk} 为试验误差。

检验假设: $H_{01}: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_r = 0$; $H_{02}: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_s = 0$; $H_{03}: (\alpha\beta)_{ij} = 0 (i = 1, 2, \dots, r; j = 1, 2, \dots, s)$ 。

用 F 检验: 若 $F_A \geq F_{1-\alpha}(f_A, f_E)$, 则拒绝 H_{01} ; 否则接受 H_{01} 。

若 $F_B \geq F_{1-\alpha}(f_B, f_E)$, 则拒绝 H_{02} ; 否则接受 H_{02} 。

若 $F_{A \times B} \geq F_{1-\alpha}(f_{AB}, f_E)$, 则拒绝 H_{03} ; 否则接受 H_{03} 。

采用方差分析法确定不同因子对青稞生长动态的影响, 方差分析法指标如表 4 所示。

表 4 因素方差分析表

方差来源	平方和	自由度	均方和	F 值
因素 A	S_A	f_A	$\bar{S}_A = \frac{S_A}{f_A}$	$F_A = \frac{\bar{S}_A}{S_e}$
因素 B	S_B	f_B	$\bar{S}_B = \frac{S_B}{f_B}$	$F_B = \frac{\bar{S}_B}{S_e}$
AB	$S_{A \times B}$	f_{AB}	$\bar{S}_{A \times B} = \frac{S_{A \times B}}{f_{AB}}$	$F_{A \times B} = \frac{\bar{S}_{A \times B}}{S_e}$
误差	S_e	f_E	$\bar{S}_e = \frac{S_e}{f_E}$	-
总和	S_T	f_T	-	-

注 表中 $S_T = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \sum_{k=1}^l X_{ijk}^2 - \frac{T^2}{n}$, $S_A = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^r T_i^2 - \frac{T^2}{n}$, $S_B = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^s T_j^2 - \frac{T^2}{n}$, $S_{A \times B} = \frac{1}{l} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s T_{ij}^2 - \frac{T^2}{n} - S_A - S_B$, $S_e = S_T - S_A - S_B - S_{A \times B}$ 。

1.3 青稞动态生长模型构建

在水分、营养元素(氮素)和土壤中其他条件满足青稞正常生长的情况下, 青稞干物质增量可表示为^[17]:

$$H_t = \frac{dH(t)}{dt} = e^{[c + \delta(t - t^2/2T)]}, \quad (1)$$

式中: H_t 为 t 时段的青稞干物质增量; H 为干物质累积量; T 为累积生育期时间; c 和 δ 为描述青稞干物质增量的常数。

t 时刻的青稞干物质累积量和前一时刻干物质累积量的关系可表示为:

$$H(t) = e^{[\delta(1 + 1/2T - t/T)]} H(t-1)。 \quad (2)$$

正常生长条件下, 青稞累积干物质的变量可表示为:

$$\frac{dH(t)}{dt} = e^{[\delta(1 + 1/2T - t/T)]}。 \quad (3)$$

实际条件下, 青稞干物质的形成受到气象条件、土壤水分和氮素等多种因素的影响, 表现在对干物质增量以及干物质累积变化量的影响。生殖生长期和生育生长期干物质累积形成过程以及干物质形成过程的差异, 则式(3)可表示为:

$$\frac{dH(t)}{dt_2} = e^{[\delta(1 + 1/2D)T/D - \delta T_1 t_2 / D^2]}, \quad (4)$$

式中: T_s 为谷粒开始生育后的时间; D 为青稞的生殖生育期时间; t_2 为谷粒发育后的时间。

考虑到各种因素对于青稞生育过程的影响, 青稞实际累积干物质变化关系可表示为:

$$\frac{dX(t)}{dt} = \int \left\{ \frac{dH(t)}{dt}, \sigma \right\}, \quad (5)$$

式中: σ 为描述土壤中各种因素对于青稞干物质累积过程影响的函数。

采用土壤饱和度 S_e 描述土壤水分的亏缺情况, 计算式为:

$$S_e = \frac{\theta - \theta_0}{\theta_f - \theta_0}, \quad (6)$$

式中： θ 为土壤体积含水率； θ_0 为土壤含水率下限(凋萎含水率)； θ_f 为田间持水率。

单因子(水分)胁迫条件下,青稞干物质的累积函数可表示为:

$$\frac{dX(t)}{dt} = \frac{1 - e^{-c_1 S_c}}{e^{-c_2(1-S_c)} - e^{-c_1 S_c}} \quad (7)$$

在水分不发生胁迫的情况下, $S_c=1, \sigma=1$, 并且 σ 随着 S_c 的增加, 而表现出非线性单调增加的趋势, 因此, 函数能够反映土壤水分状态对于产量形成及其累积过程的影响。

进一步考虑氮素的胁迫, 采用氮素的相对质量浓度(C)作为指标, 其计算式为:

$$C = C_L / C_{std} \quad (8)$$

式中: C_L 为根系层土壤溶液中无机氮素($\text{NH}_4^+\text{-N}$ 和 $\text{NO}_3^-\text{-N}$) 质量浓度; C_{std} 为氮素在不同生育阶段不对生长发育产生影响的质量浓度阈值($\text{NO}_3^-\text{-N}$: 1.62 mg/L, $\text{NH}_4^+\text{-N}$: 0.74 mg/L); $C_L > C_{std}$ 情况下, $C=1$ 。则多因子作用下的青稞实际干物质变化过程可表示为:

$$\frac{dX(t)}{dt} = \frac{1 - e^{-c_1 S_c}}{e^{-c_1 C - c_2(1-S_c)} - e^{-c_1 S_c} \cdot e^{-c_2 C}} \frac{dH_L}{dt} \quad (9)$$

式中: c_1, c_2, c_3, c_4 分别表示模型参数。

由式(9)可知, 无氮素胁迫条件下, 青稞生长发育正常, 且氮素和水分状态都表现出耦合的非线性单调递增关系, 因而模型的构建能够描述多因子共同作用下的青稞动态生产关系。

2 结果与分析

2.1 土壤水分和氮素状态对青稞生育过程的影响

生物量累计过程是评价青稞生长动态的关键因素, 不同处理青稞生物量累积过程如表5所示, 青稞在不同处理下的平均生物量的变化趋势在各生育时期大致相同。在不同生育时期, 青稞生物量增量与不同的水肥处理有较大差异性表现: 生物量累积最优为处理9、处理12, 较最不利处理16高1.05倍和1.15倍(抽穗期)。不同的水分水平下, 青稞在苗期、分蘖期、拔节期、孕穗期和抽穗期生物量变异系数平均值分别为1.77、3.68、24.30、28.84和38.90, 而不同施肥条件下5个生育期的变异系数分别为0.119、0.360、1.801、1.893和4.901, 说明不同水分处理条件下生物量变异程度均显著超过不同施肥处理条件下的变异程度。

表5 不同处理青稞生育期生物量

g/株

处理	施肥水平(NF, F1)	(NF, F2)	(SF, F1)	(SF, F2)	
NI	苗期	1.72	1.85	1.67	1.75
	分蘖期	3.80	3.68	4.21	3.90
	拔节期	25.00	23.60	29.63	26.50
	孕穗期	28.60	25.30	30.16	27.50
	抽穗期	38.20	40.20	38.50	40.25
SI	苗期	1.90	1.63	1.86	2.20
	分蘖期	3.65	4.20	4.85	4.50
	拔节期	26.50	22.65	25.60	25.50
	孕穗期	29.50	31.21	33.56	32.10
	抽穗期	35.21	36.80	40.10	42.20
TI	苗期	1.85	1.63	1.77	1.68
	分蘖期	2.68	3.56	3.89	3.75
	拔节期	26.58	28.65	25.56	24.32
	孕穗期	30.25	32.52	30.26	35.64
	抽穗期	45.62	47.30	46.23	48.65
VI	苗期	1.62	1.75	1.68	1.78
	分蘖期	2.89	3.21	2.99	3.21
	拔节期	19.68	21.23	18.56	19.35
	孕穗期	25.21	24.19	22.21	23.25
	抽穗期	30.26	31.56	28.89	22.59

表6为不同水分和氮素试验处理叶面积指数(LAI)的比较, $P < 0.05$ 的显著水平下, 施肥和灌水对于 LAI 均值的影响并未表现出显著的水平。然而, 不同施肥水平下, LAI 变异系数的范围为0.073~0.091, 不同水分条件下 LAI 的变异系数的范围为0.069~0.148, 可以看出, 施肥量对于 LAI 变差系数的影响程度及其范围都显著的小于水分对于 LAI 的影响。

综合表5和表6可以看出,水分变化对于青稞生长的影响程度要显著地超过施肥量的影响程度,相比施肥,水分对于干物质和叶面积指数具有更大的敏感性。

表6 不同处理青稞的叶面积指数

灌水处理	施肥处理				不同灌水水平的平均值
	(NF,F1)	(NF,F2)	(SF,F1)	(SF,F2)	
(NI)	1.52	1.54	1.47	1.24	1.44 ^e
(SI)	1.41	1.47	1.67	1.55	1.52 ^b
(TI)	1.56	1.39	1.74	1.56	1.56 ^c
(VI)	1.34	1.11	1.27	1.17	1.22 ^d
不同施肥水平的平均值	1.45 ^b	1.38 ^e	1.54 ^c	1.37 ^d	

注 同行或同列数据后不同小写字母表示差异显著($P < 0.05$),叶面积指数为全生育期的平均值。

2.2 青稞生长动态关系分析

青稞产量的直接构成因子包括有效穗数、穗粒数和千粒质量、穗长等。不同的水肥处理下青稞(藏青2000)产量及其构成因子如表7所示。

表7 2016年/2017不同处理青稞产量与构成因子

水分处理	施肥处理	实际产量/(kg·hm ²)	有效穗数/(个·hm ²)	千粒质量/g	穗长/cm
NI	(NF,F1)	3 384.3/3 523.0	268.5/256.3	32.0/32.8	7.70/7.00
	(NF,F2)	3 457.2/3 450.2	250.0/230.0	31.3/31.0	7.80/7.10
	(SF,F1)	3 458.6/3 301.8	265.0/265.1	32.5/31.2	7.90/7.30
	(SF,F2)	3 523.5/3 417.8	245.5/232.5	30.5/30.7	7.60/7.20
SI	(NF,F1)	3 621.5/3 546.5	274.1/243.8	33.2/32.1	8.30/8.10
	(NF,F2)	3 526.8/3 612.7	269.6/258.5	32.1/30.5	8.10/7.90
	(SF,F1)	3 734.1/3 829.0	289.5/260.4	32.2/33.1	8.00/8.20
	(SF,F2)	3 689.1/3 760.5	256.0/231.7	34.5/31.2	7.90/7.60
TI	(NF,F1)	3 958.1/3 713.0	311.3/314.0	35.5/34.0	8.30/8.20
	(NF,F2)	3 821.0/3 657.2	286.0/274.5	34.8/35.5	8.20/8.10
	(SF,F1)	4 042.1/3 983.1	300.0/290.8	36.7/36.0	8.00/7.80
	(SF,F2)	3 923.6/3 764.9	286.3/266.5	32.4/29.8	8.10/7.60
VI	(NF,F1)	2 958.9/2 896.1	256.3/245.5	29.1/28.6	7.40/7.20
	(NF,F2)	3 216.0/3 100.5	269.8/268.1	30.5/31.3	6.90/7.00
	(SF,F1)	3 256.8/3 346.8	287.3/264.0	31.2/32.5	7.10/6.80
	(SF,F2)	3 012.5/2 686.5	274.0/218.0	26.5/26.8	7.00/6.80

注 “/”前后分别表示2016年和2017年的产量及其构成。

青稞的产量及其构成因素相关性分析结果如表8所示。其中 Y 、 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 分别表示产量、有效穗数、穗粒数、千粒质量和穗长。

表8 青稞产量及其构成因素的相关性分析结果

指标	Y	X_1	X_2	X_3	X_4
Y	1				
X_1	0.964 2**	1			
X_2	0.867 7**	0.863 1**	1		
X_3	0.567 2	0.554 0	0.500 1	1	
X_4	0.767 3*	0.693 6*	0.824 8**	0.835 7**	1

注 **表示相关系数通过了 $\alpha=0.01$ 的极显著性双尾检验,*表示0.05的显著性双尾检验。

不同水肥处理对青稞生理生态的影响最终导致产量不同,2016年和2017年SI处理的产量平均值比NI高分别提高了5.41%和7.71%,其中(SF,F1)处理的产量平均值比(SF,F2)处理分别高6.3%和12.9%,(NF,F1)处理的产量平均值分别比(NF,F2)处理低4.48%和2.67%。不同水分处理下,产量达到了极显著差异;不同的氮素处理条件下,产量为显著差异水平。不同水分和氮素处理条件下,青稞产量与有效穗数和穗粒数呈极显著相关关系(方差检验值超过0.80),与穗长呈显著相关关系(方差检验值0.60~0.80),与千粒质量相关性不明显(方差检验值小于0.60)。由于不同的水分和氮素条件下,青稞产量与干物质指标之间存在着显著的相关关系,因此能够通过对于干物质过程模拟,确定青稞的产量。

2.3 多因子作用下青稞生长动态过程模拟分析

模型式(9)包括 c_1 、 c_2 、 c_3 和 c_4 等4个参数,根据2016年的实测资料,采用全局最优法^[18-19]进行了参数拟合。图1(a)为不同处理条件下的干物质累积曲线的变化范围,图1(b)为2016年监测数据的拟合结果(青稞

成熟期)的比较。参数 c_1 、 c_2 、 c_3 和 c_4 率定值分别为0.114、1.157、0.846和0.214。

采用率定参数,以2017年林芝市西藏农牧学院试验场开展的试验所监测的气象资料和土壤水分与氮素质量浓度过程为输入参数,2017年青稞在分蘖期、拔节期、抽穗期和成熟期4个生育期模拟值和实测值比较如图2所示。

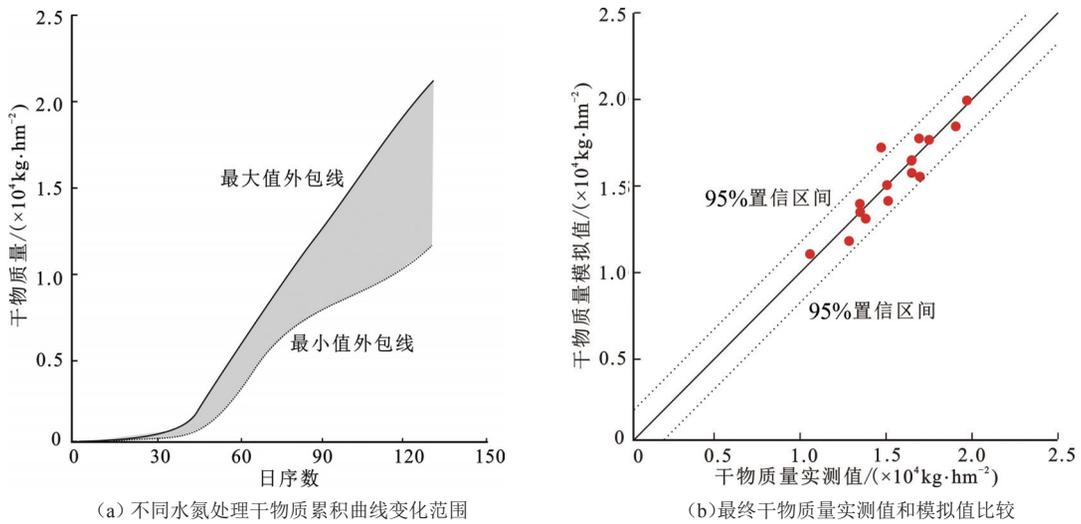


图1 2016年青稞生长动态与参数率定

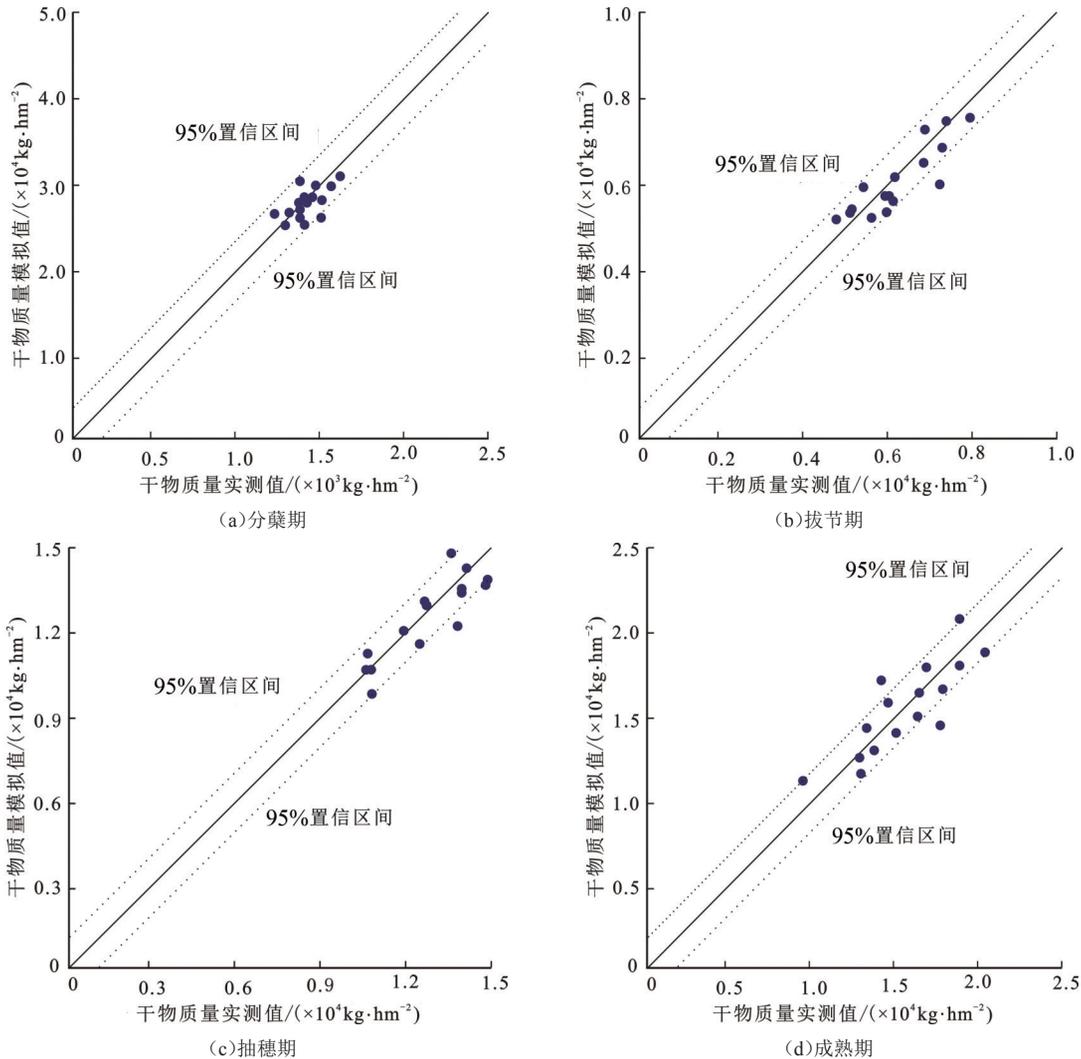


图2 2017年青稞模拟值和实测值的比较

模拟结果的Nash-Sutcliffe系数 E 、相对偏差 F_B 和相对总误差 F_E 等3个指标^[20-21]分别为0.914、0.041和0.417(分蘖后);0.880、0.045和0.448(抽穗后);0.855、0.052和0.479(抽穗期)和0.844、0.041和0.496(成熟

期)。Nash-Sutcliffe 系数 E 大于 0.844, 表明实测值与模拟值之间具有显著的符合度, 相对偏差 F_B 结果表明; 在 5% 的显著水平下, 不存在系统性的偏差。4 个生育期的 F_B/F_E 值分别为 0.098、0.101、0.109 和 0.083, 表明, 模拟效果达到良好水平 ($F_B/F_E < 0.15$)。

3 讨论

作物动态生长模型能够逐时段模拟和预测干物质的累积过程或作物的生长过程, 可以较为详细地模拟和预测作物生长对不同水分管理的反应, 这类模型能跟踪作物生长过程, 使作物的干物质产生过程与外界因子直接发生关系。由于模型描述了外界因子与青稞生长过程的动态关系, 因而需要考虑外界因子—青稞动态生长关系随研究尺度的变化以及对各种影响因子的物理机制描述有效性。

式(9)描述土壤水分和氮素状态对青稞生长和干物质累积过程的影响, 在模型中包括了 c_1 、 c_2 、 c_3 和 c_4 等 4 个参数。土壤水分对青稞生长不产生影响的情况下, 实际生长 $\frac{dH_t}{dt}$ 和正常生长 $\frac{dX(t)}{dt}$ 之间的函数可表示为 $\frac{1 - e^{-r_1 X_1}}{e^{r_1(1-X_1)} - e^{-r_1 X_1}}$, 而在氮素满足青稞生长的情况下, 可表示为 $\frac{1 - e^{-r_1}}{e^{r_1 X_2} - e^{-r_1 X_2}}$, 可以看出, 当土壤水分和氮素均满足青稞正常生长需要的情况下, 描述实际生长 $\frac{dH_t}{dt}$ 和正常生长 $\frac{dX(t)}{dt}$ 之间的函数可表示为 $\frac{1 - e^{-c_1}}{e^0 - e^{-c_1} \cdot e^0} = \frac{1 - e^{-c_1}}{1 - e^{-c_1}} = 1$, 即生长不受到胁迫。而当土壤水分小于凋萎系数的情况下, $\frac{1 - e^0}{B - e^0 \cdot e^{-r_2 X_2}} = 0$, 作物停止生长, 水分对于青稞生长控制具有明确的边界条件。而氮素对于青稞的影响则同时受到土壤水分参数变化的影响, 可以看出, 所提出的方程在函数关系和边界条件控制上均满足青稞生产和干物质累积的一般规律。

尽管在林芝所开展小区试验的结果表明, 所拟合的参数, 在同一尺度条件和相同的试验条件下, 具有较好的模拟效果, 然而在区域尺度下, 影响作物生长的关键通量过程及其影响因素的变化对于完善模型的物理机制则非常重要。对于关键的 ET 通量过程, 试验尺度下, 生物机理(如气孔的调节)对于 ET 通量的影响更为明显^[22-23], 然而在大尺度(如灌区尺度)条件下, ET 的变化更主要受辐射能量的影响, 冠层结构对冠层的状态、水流通量和对于环境变化的敏感程度都不同^[24-25], 因此模型在灌区或者流域尺度进行干物质质量模拟, 需要进一步检验参数的适用性。

此外, 在西藏地区, 由于条件的复杂性, 特别是不同的海拔高度, 同类植物的物质吸收和动态生长之间的变化十分明显。等效参数的选用对于计算精度的影响非常显著^[26], 尽管研究结果表明, 在小区条件下, 能够基于试验资料获取模型参数, 然而对于区域尺度来说, 考虑到复杂环境条件和海拔的影响, 确定等效参数的理论和方法也需要进一步的研究。

4 结论

1) 土壤水分和氮素状态均对青稞的生长过程产生显著的影响, 且水分和氮素投入量与干物质产量均表现出非线性响应关系。

2) 提出青稞动态生长过程的模型, 能够描述土壤水分和氮素耦合作用条件下的青稞动态生长过程以及多因素对于生长影响的边界条件控制。

3) 模拟校验结果表明, 采用率定参数模拟青稞的动态生长过程, 全生育内 Nash-Sutcliffe 系数平均值为 0.873, 在 5% 的显著水平下, 不存在系统偏差, 模拟效果良好。

参考文献:

- [1] 程卫国, 卢文喜, 安永凯. 吉林省水稻水分生产函数模型的适应性研究[J]. 灌溉排水学报, 2015, 34(2): 61-66.
- [2] 汪顺生, 李欢欢, 王康三, 等. 宽垄沟灌下冬小麦水分生产函数试验研究[J]. 排灌机械工程学报, 2017, 35(11): 987-992.
- [3] 孔维萍, 鱼生智, 王海峰, 等. 调亏灌溉下酿酒葡萄耗水特性及水分生产函数研究[J]. 灌溉排水学报, 2017, 36(2): 93-100.
- [4] 柴江颖, 崔远来, 汪文超, 等. 鄱阳湖流域水稻水分生产函数模型试验研究[J]. 中国农村水利水电, 2014(8): 1-4.
- [5] 姜丽莉, 张忠学, 郑恩楠. 不同氮肥条件下水稻产量和叶片荧光参数差异性分析[J]. 灌溉排水学报, 2018, 37(10): 75-80.
- [6] 张恒嘉. 几种大田作物水分-产量模型及其应用[J]. 中国生态农业学报, 2009, 17(5): 997-1 001.
- [7] 王康, 沈荣开, 王富庆. 冬小麦生长及根系吸氮的动态模拟研究[J]. 灌溉排水, 2002, 21(1): 6-10.

- [8] WANG K, ZHANG R, HIROSHI Y. Characterizing heterogeneous soil water flow and solute transport using information measures[J]. *Journal of Hydrology*, 2009, 370(1):109-121.
- [9] SAEBOM L, CHUNGYEONG Y, KWANGWOOK J, et al. Comparative evaluation of runoff and water quality using HSPF and SWMM[J]. *Water Science & Technology A Journal of the International Association on Water Pollution Research*, 2010, 62(6):1 401-1 409.
- [10] HANSENS, JENSEN H E, NIELSEN N E, et al. Simulation of nitrogen dynamics and biomass production in winter wheat using the Danish simulation model DAISY[J]. *Fertilizer Research*, 1991, 27(2/3):245-259.
- [11] 张新民. 有机菜花生产技术效率及其影响因素分析:基于农户微观层面随机前沿生产函数模型的实证研究[J]. *农业技术经济*, 2010(7):60-69.
- [12] 孙云岭, 杨树青, 刘德平, 等. 水肥互作对大豆产量及氮肥利用的影响[J]. *灌溉排水学报*, 2018, 37(10):81-86.
- [13] 韩宇平, 周雯晶, 代小平, 等. 综合灌溉用水效率研究:以河北省成安县为例[J]. *灌溉排水学报*, 2017, 36(8):89-94.
- [14] 胡洪静, 吴鑫淼, 齐成伟, 等. 节水压采区农业种植结构多目标优化研究:以衡水市为例[J]. *灌溉排水学报*, 2017, 36(10):95-99.
- [15] RIJTEMA P E, KROES J G. Some results of nitrogen simulations with the model ANIMO[J]. *Fertilizer Research*, 1991, 27(2/3):189-198.
- [16] 王康, 沈荣开, 沈言俐, 等. 作物水分与氮素生产函数的实验研究[J]. *水科学进展*, 2002, 13(3):308-312.
- [17] MORGAN T H, BIERE A W, KANEMASU E T. A dynamic model of corn yield response to water[J]. *Water Resources Research*, 1980, 16(1):59-64.
- [18] 程达芳. 多效蒸发过程模拟:以最优法求解多效蒸发各个参数[J]. *高校化学工程学报*, 1989(2):84-93.
- [19] 廖翔, 张合, 李豪杰, 等. 认知不确定下动态试验误差条件抽样分析方法[J]. *北京理工大学学报*, 2018, 38(5):469-475.
- [20] 尤天慧, 樊治平. 不确定性多属性决策中确定熵权的一种误差分析方法[J]. *系统工程*, 2003, 21(1):102-105.
- [21] 宋德海, 冯跃华, 高志永. 河南省三义寨灌区主要农作物需水量动态预报[J]. *灌溉排水学报*, 2016, 35(11):103-106.
- [22] 吴灏, 黄英, 王杰, 等. 基于CROPWAT模型的昆明市水稻需水量及灌溉用水量研究[J]. *灌溉排水学报*, 2015, 34(7):101-104.
- [23] 李毅, 周牡丹. 新疆地区棉花和甜菜需水量的统计降尺度模型预测[J]. *农业工程学报*, 2014, 30(22):70-79.
- [24] 邱金亮, 王静, 张连根, 等. 滴灌条件下冬马铃薯需水规律及作物系数试验研究[J]. *灌溉排水学报*, 2013, 32(2):122-124.
- [25] HUANG K, TORIDE N, GENUCHTEN M T V. Experimental investigation of solute transport in large, homogeneous and heterogeneous, saturated soil columns[J]. *Transport in Porous Media*, 1995, 18(3):283-302.
- [26] SHRESTHA S, MANANDHAR B. Evaluation of the root zone water quality model (RZWQM) using field-measured data from the tropical zone, Thailand[J]. *Water Air & Soil Pollution*, 2014, 225(6):1 958-1 968.

Growth Kinetic Mechanism and Simulation of Tibetan Hulless Barley under Different Water and Fertilizer Condition

LI Yuqing¹, MENG Qiang¹, ZHANG Cun¹, ZHANG Wenxian¹, ZHOU Zuhao^{2*}

(1. Water Conservancy Project and Civil Engineering College Tibet Agriculture and Animal Husbandry College, Nyingchi 860000, China; 2. State Key Laboratory of Simulation and Regulation of Water Cycle in River Basin, China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100038, China)

Abstract:【Objective】The objective of this paper is to present a model to simulate the growth of highland barley under water and nitrogen stresses.【Method】Field experiments were conducted in 2016—2017 at Nyingchi in Tibetan Plateau; during the experiment, we measured the growth of the highland barley under different combinations of soil water and nitrogen stresses; their interactive effect on the growth was analyzed using the variance analysis method. A dynamic model, including four variables, was developed to simulate the crop growth and its associated dry-matter accumulation. The data in 2016 and 2017 were used to calibrate and validate the model, respectively.【Result】The physiological development of the highland barley was affected by a multitude of factors. The accumulating rate of the dry matter in the crop increased nonlinearly with soil water and nitrogen, and the impact of each factor can be represented by a partial correlation coefficient. The mean Nash-Sutcliffe coefficient between the simulated and the measured dry matter was 0.872, and there was no systematic deviation between the simulated and measured dry matter at significant level of 5%.【Conclusion】The simulated and observed dry matters were consistent. The physiological nature of the model means that it can accurately describe the growth of the highland barley in Tibetan Plateau.

Key words: highland barley; Tibet plateau; multi-factor interaction; model; water content; nitrogen; soil

责任编辑:陆红飞