

花生锈病流行电算模拟模型 CSGR—1的结构和检验*

王振中 林孔勋

(植保系)

提 要

本文详细地报道了花生锈病流行电算模拟模型—号CSGR—1的模块结构和检验结果,从利用CSGR—1的全部模拟输出和田间病情实测值所作的统计分析结果来看,各种参数检验方法均表明其输出是可信的。

在对CSGR—1的检验中,引用了线性方程参数的置信区间检验法和模拟准确度计算方法。前一方法与现行的线性参数t测验法的理论相近,但结果似乎较直观些,后者则是一种较温和的检验方法,其结果只是一个程度参数,表明模拟结果与实测值的接近程度,不作肯定或否定之类的统计结论。

关键词:花生锈病;病害流行;模拟

前 言

自从Waggoner和Horsfall^[14]发表了植物病害流行的第一个电算模拟模型EPI-DEM(番茄早疫病流行模拟模型)以来,已有不少病害的电算模拟模型问世^{[8][4][9][11][12][13][15][16]},在植物病害综合治理中发挥了一定的作用。

植物病害流行是一个十分复杂的动态过程,系统分析法已逐步被确认为有效的研究方法之一^{[6][10]}。对于病害这个庞大的流行总体,由于研究目的的不同和研究者的观点方法的差异,系统模拟模型在结构上也存在着差异。但是,从总的看来,模拟方法可以从病原菌生活史的各个时期^{[5][12][13][14][15]}、或某些重要的速率参数^{[3][4][8]}或从侵染位点的变化^{[9][4][16]}进行模拟。当然,后两种方法的基本观点也是同病原菌的生活史有关的。可以说,病原菌的生活史是模拟的基本对象。由于不少病原菌具有相似的生活史,较早期模型的骨架往往被后来模型所采用,如EPIMAY^[15]、EPI-VEN^[5]便是参考EPIDEM^[14]的骨架设计的^[11]。Massie在1973年告诫人们:在一个模型中存在的任何固有错误,将会在其它模型中重现(引自Teng^[11])。在建立模型时,建模者对他自己所引用的假设或假定往往是很自信的。同样,由于一种难于解释的

*承蒙范怀忠教授审阅全文并提出宝贵意见,谨致谢忱。

1986年4月14日收稿

洞察力,模型的弱点和局限,往往也只有建模者自己才能充分认识^[9]。因此,模型建立者对自己的模型进行较详尽的解剖和评价,看来是很有必要的。

对已建立的模型进行检验,是一个十分重要的步骤^{[9][10]}。对于检验模型,现行的方法有许多种,包括主观检验法,理性主义、经验主义和实证主义方法,以及多级检验的实用主义方法等^{[9][10][11]}。每种检验方法的着眼点和过程各有差异,检验结论也往往因为用不同的方法而有差异^[11]。可见,建立一种正确的模型检验方法,是植病系统研究中概念化和模型完善的一个中心问题^[9]。Anderson认为:在有关建立模型问题的全部研究中,模型的检验是最缺乏研究的一个方面了(引自Teng^[9])。因此,在对模型进行检验的同时,比较各种常用检验方法的特点,或对一些新的检验方法进行探讨,似乎是植物病害流行病学研究中的一个重要的项目。

花生锈病(*Puccinia arachidis* Speg.)是我国华南地区花生生产的一个重要病害。我们从1982年开始,便进行花生锈病流行电算模拟方面的研究,组建了花生锈病流行电算模拟模型一号(CSGR-1; Computer Simulator of Groundnut Rust, No. 1),关于CSGR-1的有关建模思想以及有关速率和水平的数字模型和方法,在本文中不作详述。

CSGR-1的一个重要特点,在于它简化了潜伏期和侵染期的两个迟滞作用^[10],使模拟过程有了11天的提前量。因此,对其逻辑结构进行较详细的阐述,并利用多种统计检验方法对其模拟行为进行检验,以及对现行的检验方法作一比较和探讨新的检验方法,将具有较大的意义。

CSGR-1的逻辑结构和模块

CSGR-1是采用模块结构,包括一个主程序和几个功能模块,主要功能模块为:病情严重度的Logistic增长速率和严重度增长模块SEVERITY,病叶相对增长率和病叶率增长模块INCIDENCE、寄主生长模块GROWTH和有效侵染性组织模块INFECTIOUS。

(一) 主程序

主程序的作用是进入模拟初始状态,控制各功能模块的调用和参数的输出输入,并且控制模拟时间的长短。

模型起动后,从数据区读入初始数据,说明有关数组,并根据春植花生或秋植花生对寄主生长模块GROWTH所用的常数组赋值。

调用子程序GROWTH,计算植株上的小叶片数,调用INFECTIOUS,计算目前已有的有效侵染性组织的相对量,并将侵染菌列车各车厢数值定值为当前有效侵染性组织量,完成模拟初始状态,为进入每天的模拟作好准备。

在每个解题间距开始,先输入环境驱动变量,进行一定的代换使之成为各模块的可用信息,然后调用GROWTH、INFECTIOUS、SEVERITY和INCIDENCE,完成一天的模型,其结果由打印机输出。其简要流程如图1所示。

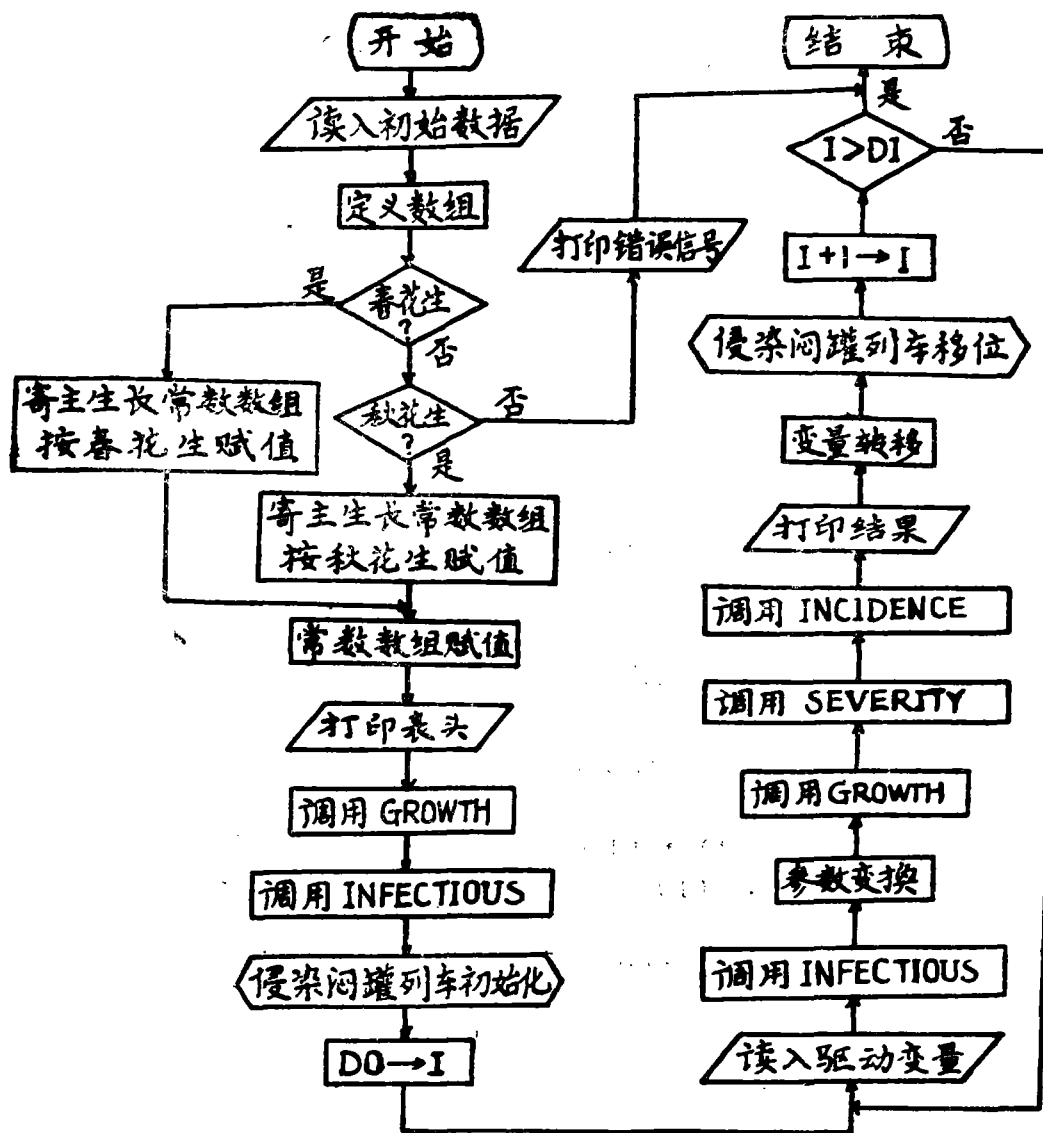


图1 CSGR—1的主程序框图

(二) GROWTH模块

这个模块的基本思想是基于Verhulst-Pearl阻滞模型，但用有效积温序列代替时间序列，从而使花生生长与环境条件联系起来。在CSGR—1中，GROWTH的实施是Verhulst-Pearl的积分模型的对数缩影。

GROWTH包括寄主叶数的净增长和落叶两个过程，其数量由有效积温累加器ST中的当前值所决定，两个过程的叶数之差为当前植株上尚存的叶片数。

(三) SEVERITY模块

SEVERITY的主要功能是模拟锈病严重度的增长，其驱动变量为：日平均相对湿

度、日最低相对湿度、日平均风速,日辐射强度,日平均气温,日最高气温和有效侵染性组织的量。

在上述驱动变量的作用下,SEVERITY计算出本解题间距内的病情严重度Logistic较正增长率 $R^{(7)}$,由前一日的病情严重度 XO ,前一日的寄主叶片数 $SL(0)$ 和当日的寄主叶片数 $SL(1)$ 计算当日的病情严重度 X :

$$RL = SL(0) / SL(1)$$

$$Y = EXP(R)$$

$$XX = XO \cdot RL$$

$$D = XX \cdot Y / (1 - XX)$$

$$X = D / (1 + D)$$

上面各行中 RL 、 Y 、 XX 和 D 为辅助单元。

(四) INCIDENCE模块

INCIDENCE模块计算每日病叶相对增长率,并根据原有病叶数,寄主植株尚存的叶片数计算当日的病叶率。

由日平均相对湿度,日最低相对湿度、日平均风速、日辐射强度,日最高气温和寄主尚有健叶数作驱动变量,INCIDENCE计算得病叶相对增长率 R 。 R 的含义为每片病叶当日所引起的新侵染的病叶数。

显然,若原有病叶数为 $DL(0)$,寄主尚存叶数为 $SL(1)$,则当日的全部病叶数 $DL(1)$ 和病叶率 P 为:

$$DL(1) = DL(0) \cdot (1 + R)$$

$$P = DL(1) / SL(1)$$

(五) INFECTIOUS模块

这是一个很简单的模块。它的作用是根据有效侵染性组织与病情严重度的关系,计算一个相对数值,并把它放在侵染闷罐列车的最高车厢位置,而且在每一次解题间距的模拟完成后,将闷罐列车各车厢数值前移一节,从而保证第1节车厢中的有效侵染性组织的数值便是当日SEVERITY模块所应用的信息。为了运行时的方便,侵染闷罐列车前移的动作放在主程序中完成。

模型的检验

用于模型检验的实测值是1982~1983年在华南农业大学农场的试验数据(未用于建模),模拟值则是利用相应的病情初值和流行期间的气象条件为驱动变量,由CSGR-1模拟试验取得。

检验方法包括卡方检验,回归参数置信区间检验和 t 测验,回归参数 F 测验和模拟准确度参数检验。

应用上述方法先对每次试验的病叶率和病情严重度的模拟值和实测值分别进行单独检验,然后对全部模拟结果和田间病情实测值进行一次检验。

1982年秋和1983年春花生锈病流行的模拟试验的时间分别为54和42天, 在相应的时间区间内, 在锈病流行试验区分别进行24次和19次病情调查(每次均包括病叶率和病情严重度数据), 以病情实测值和相应时间的模拟值进行统计检验。

(一) 卡方检验

设 X_i 为田间病情实测值(%), Y_i 为模拟值(%), 则下述统计量 χ^2 服从自由度为 $n-1$ 的 χ^2 分布:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - Y_i)^2}{Y_i}$$

四组模拟数据与实测值的单独检验均表明模拟值与实测值无显著差异, 全部数据的一次性检验也表明, CSGR-1模拟值与实测值无显著差异(表1)。

表1 CSGR-1模型检验结果

时 间 (年)	病 情	卡 方 测 验	回 归 参 数 检 验 (a = 0, b = 1)								模 拟 准 确 度 (%)	重 复 数 n	
			回 归 截 距 (a)				回 归 系 数 (b)						F测 验
			a值	置 信 区 间		t值	b值	置 信 区 间		t值			
				上 限	下 限			上 限	下 限				
1983	病叶率	27.80	0.1618	0.2305	0.0931	4.95**	0.8632	0.9488	0.7777	3.36**	15.86**	84	19
	严重度	9.97	-0.0044	0.0244	-0.0333	0.32	0.9804	1.0424	0.9185	0.66	1.37	88	19
1982	病叶率	8.03	0.0018	0.0321	-0.0284	0.13	1.0362	1.0797	0.9928	1.73	4.78*	90	24
	严重度	22.89	-0.0162	0.0078	-0.0402	1.40	0.9431	0.9917	0.8945	2.42*	12.07**	76	24
全 部		68.69	-0.0014	0.0203	-0.0231	0.13	1.0159	1.0505	0.9831	0.91	0.96	84	86

* 差异显著 (P=0.05) ** 差异极显著 (P=0.01)

(二) 回归参数检验

显然, 当模拟值Y与实测值X完全一致时, 它们的关系可以用通过原点且过 I、III象限的角平分线的直线方程 $Y = X$ 表示。但是, 由于随机因素等方面的影响, 即使在同一总体中进行两次抽样也不会得到完全一致的样本值。同理, 即使模拟模型能真正地代表实际系统, 其输出值与实测值也会有一定的偏离, 从而使二者的关系以线性方程 $Y = a + bX$ 的形式出现。

可以看出, 当线性方程a退化为0且 $b = 1$ 时, 便成立了 $Y = X$ 的关系。因此, 我们可以应用统计方法, 测验参数a、b与0、1的差异程度。

1. 置信区间检验: 在 $p = 0.05$ 概率水平上, 估计参数a、b的置信区间, 若a的置信区间包括了原点, 则判断a与0无显著差异, 反之则认为a与0差异显著。同理可判断b与1的差异情况。关于a、b置信区间的计算方法, 一般的数理统计书中均有介绍。

置信区间检验表明,1983年病叶率的模拟产生一定的偏离 ($a > 0$ 、 $b < 1$),1982年严重度的模拟产生一定的迟缓 ($b < 1$),其它各组 and 全部结果一次性分析则表明 a 、 b 的置信区间包含 0 或 1 (表 1)。

1983年病叶率模拟值与实测值的线性关系方程有参数 $a > 0$ 和 $b < 1$, 说明关系方程和 $Y = X$ 在第 I 象限有共同解,其解为 $X \approx 1.1$, 表明在模拟初期,模拟值高于实测值,但随着流行的进展, b 值的迟缓作用使 Y 逐渐接近 X 值,则在后期模拟较为准确。1982年严重度模拟值与实测值的回归系数 $b < 1$ 则会使模拟后期产生较大偏离 (直线 $Y = a + bX$ 和 $Y = X$ 的距离随 X 值的增大而增大)。

2. t 测验^{[9][11]}: t 测验是分别对 a 、 b 作 $a = 0$ 和 $b = 1$ 的零假设测验,若统计量 t 大于 $t_{\alpha, n-2}$, 则判断零假设不成立而接受相反假设: $a \neq 0$ 和 $b \neq 1$, 统计量计算方法为:

$$t = \frac{a - 0}{S_a} \quad \text{和} \quad t = \frac{b - 1}{S_b}$$

式中, S_a 、 S_b 分别为回归方程的截距和斜率的标准误。

所得结果与置信区间检验结论一致,见表 1。

3. F 测验^{[9][11]}: 在对 a 、 b 分别作 $a = 0$ 和 $b = 1$ 的假设测验时,有时会有一个参数差异显著而另一个参数差异不显著的情况 (如 1982 年严重度的模拟出现 $a = 0$ 和 $b \neq 1$ 的情况), 此时, 依靠置信区间检验或 t 测验都难于作出模拟结果是否与实测值一致的结论。因此, 引进 F 测验方法同时对 $a = 0$ 和 $b = 1$ 作假设测验。

F 统计量为:

$$F = \frac{(n-2) [na^2 + 2n\bar{X} \cdot a \cdot (b-1) + \sum_{i=1}^n X_i^2 (b-1)^2]}{2nS^2}$$

式中, \bar{X} 为实测值的平均数, X_i 为实测值, S 为因变量估算值的标准误, $F \sim F(2, n-2)$ 分布。

全部数据的一次性 F 测验结果 (表 1) 表明, 模拟值与实测值间无显著差异, 但各组数据的单独检验结果侧仅有 1983 年严重度模拟值与实测值无显著差异, 其它各组均有显著差异。

(三) 模拟准确度检验

组建模型的主要目的, 在于能应用它进行决策管理或进行预测。因此, 作者认为, 检验一个模型的行为是否能代表实际系统的行为, 除了可用统计方法作出是或否的极端判断外, 还可以作一程度上的检验, 即模型行为在多大程度上代表了实际系统的行为。因此, 作者引用王振中等^[2]用过的预测准确度的概念, 作为模拟准确度的量度, 对 CSGR-1 的行为作一温和的判断。

模拟准确度的计算公式为^[2]:

$$P_i = [1 - abs(Y_i - X_i) / X_i] \times 100$$

设有 n 对 (X_i, Y_i) 数据,可以进一步求其平均值作为全过程的模拟准确度。

各次模拟准确度和总模拟准确度见表1。可以看到,各次模拟准确度为76~90%,平均为84%,这表明CSGR-1的行为能在较大程度上代表实际系统的行为。

结 论 和 讨 论

Teng^[9]认为:没有任何一种检验方法是特别好的,因而在进行模型检验时,应作一系列检验。基于这一观点,本文对CSGR-1的行为作了多种检验。结果表明,CSGR-1的各级结构是合理的,模拟过程是可靠的。

实证主义者认为:模型能够较准确地进行预测时,便认为是可靠的,而不管它的内部结构如何^[9]。Friedman认为,即使“把真实情况歪曲了,也没有什么关系,只要它所导致的结果与真实世界一致就行了”^[9]。显然,这只是实证主义的一种极端说法而已。事实上,在前提不可靠时,模型是不可能都那么侥幸地对真实系统的行为作出较准确的预测的。对一个模拟模型来说,只有当各亚级结构的行为和模型总体逻辑能较大幅度地与真实系统一致时,模型的输出才有较高的准确性,模型才有可能产生与真实系统一致的行为。

从实用主义的多级检验方法来看,检验一个模型的可靠性,要同时应用理性主义、经验主义和实证主义的检验方法^[9],即既要保证建立模型的各种前提和假定的可靠性,以及演绎过程的严谨逻辑性,又要检验各组分的真实性,还要看它的行为是否与真实系统的行为一致,这样逐级检验,才能逐步增加模型的可靠性。本文中所进行的检验是对CSGR-1的所有检验中的最高检验。

回归参数 a 、 b 的置信区间检验法,是作者首次引用于模型检验的统计检验方法。这种方法在本质上与回归参数 t 测验是一致的,但似乎较直观些,同时还能表明参数的上、下限,易于分析参数的变异情况。

从CSGR-1的检验结果看来, χ^2 测验的接受范围较大,而 F 测验则是最严格的检验方法,在1982年病叶率的单独测验中,仅 F 测验表明模拟值与实测值有显著差异。 t 测验和置信区间检验方法可以分别对 $a=0$ 和 $b=1$ 进行检验,且可以从置信区间上、下限值判断 a 与0及 b 与1的大小差异,便于分析模拟过程的前后变化情况。

χ^2 测验、 t 测验和 F 测验的统计判断结论是基于小概率定理提出来的,对于一定的概率水平来说,其结论是定性的(差异显著或不显著)。实际上,从模拟值与实测值完全一致开始,产生的偏离是有一定的量度的,基于此,本文引用了模拟准确度的检验方法。准确度是一个量度接近程度的量,不作是或否之类的极端判断结论。从植物病害流行的一些概念或过程的模糊性^[1]方面来看,这种检验方法是有其独到之处的。另外,模型仅是实际系统的简化和抽象的代表,它仅能在一定的程度上代表真实系统的行为,模拟准确度似乎更能体现这一概念。

引用文献

- [1] 王振中, 利用模型识别方法研究植物病害的流行, <植物病理学报>, 16 (3) 1986, 145~150.
- [2] 王振中、林孔勋、范怀忠, 植物病害流行生长模型预测法, <华南农业大学学报>, 8 (1) 1987, 1~9.
- [3] 肖悦岩、曾士迈、张万义、王沛有, SIMYR——小麦条锈病流行的简要模拟模型, <植物病理学报>, 13 (1) 1983, 1~13.
- [4] 曾士迈、张万义、肖悦岩, 小麦条锈病的电算模拟模型——春季流行的一个简要模型, <北京农业大学学报>, 7 (8) 1981, 1~12.
- [5] Kranz, J. 1974. The role and scope of mathematical analysis and modeling in epidemiology. In *Epidemics of Plant Disease* (Kranz, J. ed.). pp. 7-56. Springer-Verlag, Berlin and New York.
- [6] Kranz, J. and Hau, B. 1980. Systems analysis in epidemiology. *Ann. Rev. Phytopathol.* 18, 67-83.
- [7] Kushalappa, A. C. and Ludwig, A. 1982. Calculation of apparent infection rate in plant disease, Development of a model to correct for host growth. *Phytopathology* 72: 1113-1117.
- [8] Sall, M. A. 1980. Epidemiology of grape powdery mildew, a model. *phytopathology* 70: 338-342.
- [9] Teng, P. S. 1981. Validation of computer models of plant epidemics. *Zeitschrift für Pflanzenkrankheiten und Pflanzenschutz* 88 (1) , 49-63.
- [10] Teng, P. S. 1982. A systems approach to plant disease epidemiology and management. *Agriculture and Forestry Bulletin* 5, 13-19.
- [11] Teng, P. S. , Blackie, M. J. and Close, R. C. 1980. Simulation of the barley leaf rust epidemic, structure and validation of BARSIM-I. *Agricultural Systems* 5, 86-103.
- [12] Waggoner, P. E. 1974. Simulation of epidemics. In *Epidemics of Plant Disease* (Kranz, J. ed.). pp. 137-162. Springer-Verlag, Berlin and New York.
- [13] Waggoner, P. E. 1978. Computer simulation of epidemics. In *Plant Disease Vol. II* (Horsfall, J. G. and Cowling, E. B. eds.). pp. 203-222. Academic Press, New York, San Francisco and London.
- [14] Waggoner, P. E. and Horsfall, J. G. 1969. EPIDEM a simulator of plant disease written for a computer. *Bulletin of the Connecticut Agricultural Experiment Station* NO. 698. New Haven. 80pp.
- [15] Waggoner, P. E. , Horsfall, J. G. and Lukens, R. J. 1972. EPIMAY a simulator of southern corn leaf blight. *Bulletin of the Connecticut Agricultural Experiment Station* No. 729. 84pp.
- [16] Zadoks, J. C. 1971. Systems analysis and the dynamics of epidemics. *phytopathology* 61, 600-610.

COMPUTER SIMULATION OF GROUNDNUT RUST:
STRUCTURE AND VALIDATION OF CSGR-1

Wang Zhenzhong Lin Kunghsun

(Department of Plant Protection)

ABSTRACT

The structure of CSGR-1 (a Computer Simulator of Groundnut Rust, No. 1) is described in detail with the result of its validation test. The comparison of the results of the tests of total simulation outputs and the observed values in field with several statistical methods showed that the structure and behavior of the model is reliable.

Two methods, confidence range of linear parameters and accuracy analysis, were introduced into the validation test of the model. The former resembles to a certain extent the t-test of linear parameters in a theoretical sense but the conclusion obtained is more directly perceivable than that of t-test, and the latter is a mild method which only presents a parameter of accuracy, giving no definite, positive or negative, statistical conclusion.

Key words: Groundnut rust, Epidemiology, Simulation.