DOI:10.3969/j. issn. 1000-1298. 2010. 11.034

基于时序分析法的温室温度预测模型*

左志宇 毛罕平 张晓东 胡 静 韩绿化 倪 静 (江苏大学现代农业装备与技术省部共建教育部重点实验室,镇江 212013)

【摘要】 针对现有温室环境控制系统无法对下一时段温室温度进行精确预测的问题,提出采用时序分析法建立温度预测模型的方法。以圆拱型连栋薄膜温室 2001 年 6 月 6 日~2002 年 9 月 16 日间的温度为例,首先对温度序列进行一阶年度差分处理来实现序列的平稳化;然后根据一阶年度差分序列自相关系数和偏相关系数的特点,提出采用 ARMA(p,q)模型来拟合温室温度;最后根据方差估计和误差平方和最小的原则,确定了一个 ARMA(4,4)模型作为夏季温室温度的 1 步预测模型。试验结果表明,模型预测值与实测值相比,最大绝对误差为 0.8%、最大相对误差为 3.2%,平均绝对误差为 0.2%、平均相对误差为 1.1%。

关键词: 温室 温度 时间序列 预测 模型

中图分类号: S625 文献标识码: A 文章编号: 1000-1298(2010)11-0173-05

Forecast Model of Greenhouse Temperature Based on Time Series Method

Zuo Zhiyu Mao Hanping Zhang Xiaodong Hu Jing Han Lühua Ni Jing (Key Laboratory of Modern Agricultural Equipment and Technology, Ministry of Education & Jiangsu Province, Jiangsu University, Zhenjiang 212013, China)

Abstract

Aiming at the existed problem that greenhouse environment control systems can not accurately predict the next stage air temperature inside the greenhouse and provide the basis for the control system to control the temperature optimally, a temperature forecast model based on time series method was developed. The temperature series collected from Jun. 6, 2001 to Sept. 16, 2002 in a hemispherical-roof greenhouse was studied. Firstly, the greenhouse temperature series was annual and first-order differenced in order to get a stationary greenhouse temperature series. Secondly, according to the characteristics of the autocorrelation coefficient and partial correlation coefficient of the first order annual difference series of greenhouse temperature, the ARMA (p,q) model was put forward to fit the greenhouse temperature. Finally, according to the minimum principles of variance estimate and the sum of squares of errors, an ARMA (4,4) model was determined as the 1-step forecast model of greenhouse temperature in summer. The test results show that the most absolute error and relative error of the forecast temperature of the 1-step forecast model are 0.8% and 3.2% respectively, and that the average absolute error and relative error are 0.2% and 1.1% respectively.

Key words Greenhouse, Temperature, Time Series, Forecast, Model

引言

随着温室环境控制技术的发展,温室环境控制

技术已从手动控制、自动控制,发展到智能控制^[1~3]。基于积温控制策略和基于前馈控制策略等的自动控制方法都需要预测下一时段的环境参

收稿日期: 2010-07-26 修回日期: 2010-08-25

作者简介: 左志宇,讲师,博士生,主要从事设施农业系统监测与控制研究,E-mail: zuozy@ ujs. edu. cn

通讯作者:毛罕平,教授,博士生导师,主要从事设施农业系统监测与控制研究,E-mail: maohp@ujs.edu.cn

^{*} 教育部博士点基金资助项目(200802990009)和江苏省科技支撑计划资助项目(BE2008380)

数[4-5]。常规的设定值控制方法是当温度低于下设定点时系统开始加温,当温度高于上设定点时系统开始降温。这种方法能耗高、系统稳定性差。而采用基于积温控制策略,如果温度在作物承受能力的界限内,当天的平均积温达到要求,则既不需加温,也不需降温。尤其在春、秋两季,早上室温较低,中午室温较高,采用基于积温控制策略比设定值控制策略更加节能。然而,采用基于积温自动控制策略的前提是能预测下一时段的室温,以便于计算平均积温。温室是一个大惯性系统[6],且室外环境具有时变性。采用前馈控制策略,通过预测下一时刻室温因室外环境变化引起的变化量,提前给出一个修正量,比常规反馈控制更加节能,控制稳定性更好。其前提也需要具有温度预测功能。

温室是一个非线性、强耦合系统^[6],室外温度和湿度、室外光照强度、风速、风向、温室结构、覆盖材料、通风机构状态、加热和降温设施的状态、管理运行状态等都会影响室内温度,目前主要是通过传热学分析、气流场和温度场分析等对室内温度进行了预测和模拟研究^[7-9]。这些研究为室内温度进行了预测和模拟研究^[7-9]。这些研究为室内温度的精确预测提供了很好的参考作用,但这些模型或假设在下一时段内室外光照强度和温度不变、不加热、不考虑水分相变热交换^[7],所以难以进行连续、精确的温度预测;或需要知道边界参数^[8-9],而因下一时刻的边界条件为未知,所以无法模拟、预测下一时刻的室内温度。

时序分析法可以对室内温度的历史数据序列进行分析,并根据历史温度序列和当前温度,对下一时段的值进行预测,解决当前预测方法无法对下一时段室内温度进行精确预测的难题。室内温度是在室外气象因子、室内其他环境因子、温室结构和覆盖材料、环境调控设备和管理运行状态等多方面因素综合影响下的结果,所以其历史数据序列隐含了这些因素的综合作用规律,采用时序分析法建立预测模型时不需要这些参数,只需要室内温度的历史数据。因此,本文拟采用时间序列方法来建立温室温度的1步预测模型。

1 材料与方法

1.1 试验材料

试验温室为江苏大学开发的位于江苏南京浦口的 SR5.2 型圆拱型连栋薄膜温室。该温室为 8 连栋、单栋南北走向,覆盖材料为单层薄膜,具有天窗、东西卷帘、外遮阳网、风机、湿帘、喷淋和内保温幕等通风、降温、保温设施,以及温室环境自动控制系统。试验数据为 2001 年 6 月 6 日 ~ 2002 年 9 月 19 日温

室内两个温度传感器的平均值,采集间隔时间为30 min,由温室环境控制系统自动采集。数据采集卡为9010型光隔离模入接口卡,温度传感器为JWSL-3AT型温湿度传感变送器。数据处理软件为SAS 8.0。

1.2 建模方法

计算机数据采集系统等时间间隔记录的按次序 排列的一系列数据就是一个时间序列(time series)[10]。温室环境控制系统以等时间间隔采集 到的温度数据,是按照时间次序排列的一系列数据, 这些数据记录序列是一个独立的时间序列。因此对 温室温度的预测,采用时间序列分析方法的具体步 骤[10~12].①分析室内温度原始数据序列,采用线性 差值法处理异常、缺失的数据。 ②对处理后的温度 数据序列进行年度差分,以消除周期性影响。③对 差分后的温度序列进行自相关系数估计,检验是否 为平稳序列。如果不是,则再进行一次一阶差分,然 后再进行平稳性检验;如果是平稳序列,则根据自相 关系数估计值和偏相关系数估计值选择模型类型。 ④对差分后的平稳时间序列进行预测模型估计⑤对 估计的预测模型进行理论检验和实际数据检验。如 果预测模型不能满足要求,则修改预测模型,重复步 骤④、⑤,直到获得满意的室内温度预测模型。

2 温室温度预测模型构建

2.1 温度原始序列

温室环境控制系统每隔 30 min 记录的从 2001 年 6 月 6 日 ~ 2002 年 9 月 19 日的温度值序列记为 $\{t_i\}$ $(i=1,2,3,\cdots)$ $,t_i$ 表示第 i 个记录的温度值,如 t_1 表示 2001 年 6 月 6 日 00:00 的温度。因数据量大,为了便于说明,下面以 2001 年和 2002 年的 9 月 11 日 ~ 9 月 16 日的数据为例阐述温室温度预测模型的建立过程。图 1 给出了 2001 年和 2002 年的 9 月 11 日 ~ 9 月 16 日温室温度曲线。

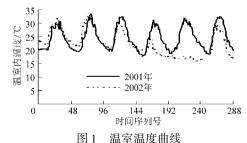


Fig. 1 Curves of greenhouse temperature

2.2 温度差分序列

随着四季的更替,温室温度也呈现以年为周期变化。由图 1 知,2001 年的室内温度与 2002 年的室内温度曲线相似,时间序列 $\{t_i\}$ 存在周期为 1 年

的季节因子。为了消除季节因子的影响,构造温度 年度差分序列为

$$et_i = t_{i+c} - t_i \tag{1}$$

式中 c——年度记录差

如果是闰年,c=17568;如果不是闰年,c=17520。

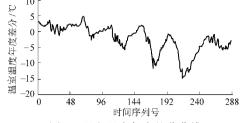


图 2 温室温度年度差分曲线

Fig. 2 Curve of annual difference greenhouse temperature

重新定义温度序列序号,记温度年度差分序列 $\{et_i\}$ 中 t_1 为 2002 年 9 月 11 日 00:00 与 2001 年同一时刻的温度差分值。

对 $\{et_i\}$ 进行自相关系数估计,如图 3 所示, $\{et_i\}$ 的自相关系数估计值较大,说明 $\{et_i\}$ 不是平稳序列。对 $\{et_i\}$ 进行一阶年度差分,记一阶年度差分序列为 $\{Det_i\}$,即

图 3 温室温度年度差分序列自相关曲线

Fig. 3 Autocorrelation curve of annual differenceseries of greenhouse temperature

对 $\{Det_i\}$ 进行自相关系数估计,如图 4 所, $\{Det_i\}$ 的自相关系数趋向于 \pm 0.05 范围内,因此 $\{Det_i\}$ 可看作平稳序列。

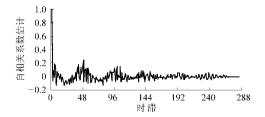


图 4 温室温度一阶年度差分序列自相关曲线

Fig. 4 Autocorrelation curve of the first order annual difference series of greenhouse temperature

2.3 模型选择

对{Det_i}进行自相关和偏相关分析,结果分别如图 4、图 5 所示,发现自相关系数估计值和偏相关系数估计值既不是严格呈指数形式衰减,也不是严

格呈周期振荡或截尾,故 $\{Det_i\}$ 不是纯粹的 AR 模型或 MA 模型,因此采用 ARMA 模型来进行温室温度预测[11]。

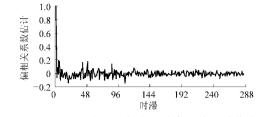


图 5 温室温度一阶年度差分序列偏相关曲线 Fig. 5 Partial autocorrelation curves of the first order annual difference series of greenhouse temperature

2.4 夏季温室温度预测模型构建

设 $\{Det_i\}$ 的模型为 ARMA(p,q),有

$$Det_i = \sum_{j=1}^p \phi_j Det_{i-j} + a_i - \sum_{k=1}^q \theta_k a_{i-k}$$
 (3)
式中 p——自回归部分阶数

 ϕ_j ——自回归系数, $j=1,2,\cdots,p$

 a_i ——残差项序列

q——滑动平均部分阶数

 θ_k ——滑动平均系数, $k=1,2,\cdots,q$

因 SAS 软件可以在确定模型阶数 p、q 后自动对 ARMA 模型的参数进行估计,所以问题转化为 p、q 的确定。根据文献 [11] 的方法,可以采用 ARMA (p,p-1) 模型来拟合室内温度一阶年度差分序列 $\{Det_i\}$ 。为尽量减少模型参数,同时在 ARMA (p,p-1) 两侧进行试奏。利用 SAS8. 0 软件对 $\{Det_i\}$ 序列进行了参数估计,拟合结果如表 1 所示。

表 1 ARMA(p,q)模型拟合结果

Tab. 1 Fitted result of ARMA(p, q) models

1ab. 1 Fitted result of $ARMA(p,q)$ models										
参数	ARMA(p,q)模型的阶次									
	(2,1)	(3,2)	(4,1)	(4,3)	(4,4)					
ϕ_1	0. 770 97	- 1. 756 09	-0.95835	0. 810 18	0. 519 04					
ϕ_2	0. 061 56	-0.91909	-0.073 68	0. 112 88	0. 714 45					
ϕ_3		-0. 124 40	0. 041 89	- 0. 140 43	0. 489 00					
ϕ_4			0. 113 45	- 0. 011 05	0. 904 24					
$ heta_1$	0. 795 19	- 1. 769 37	- 0. 944 15	0. 851 04	0. 534 77					
θ_2		- 0. 875 18		0. 172 29	0. 820 83					
θ_3				- 0. 328 69	0. 381 78					
$ heta_4$					-0.89662					
$\hat{m{\sigma}}^2$	0. 883 15	0. 854 29	0. 878 48	0. 863 69	0. 826 47					
误差 平方和	249. 919 90	240. 263 64	246. 855 00	240. 968 38	231. 089 79					

分析表 1 可知: ARMA(3,2)模型的方差估计与 误差平方和比 ARMA(2,1)的小; 随着模型阶次的 升高,方差估计和误差平方和增加;ARMA(4,1)模型的方差估计和误差平方和明显增大,但 ARMA(4,4)模型的方差估计和误差平方和明显减小。

根据方差估计和误差平方和最小的原则,选用表 1 中 ARMA(4,4)模型来拟合 $\{Det_i\}$, $\{Det_i\}$ 可表示为

$$\begin{aligned} Det_i &= 0.519\ 04 Det_{i-1} + 0.714\ 45 Det_{i-2} + \\ &0.489\ 00 Det_{i-3} - 0.904\ 24 Det_{i-4} + \\ &a_i - 0.534\ 77 a_{i-1} - 0.820\ 83 a_{i-2} - \\ &0.381\ 78 a_{i-3} + 0.896\ 62 a_{i-4} \end{aligned} \tag{4}$$

式中 a;-----残差序列项

Det_i在 i 时刻的下一步预测模型为

$$Det_{i}(1) = 0.519\ 04Det_{i} + 0.714\ 45Det_{i-1} + \\
0.489\ 00Det_{i-2} - 0.904\ 24Det_{i-3} - \\
0.534\ 77a_{i} - 0.820\ 83a_{i-1} - \\
0.381\ 78a_{i-2} + 0.896\ 62a_{i-3}$$
(5)

式中 $Det_i(1)$ —— Det_i 的 1 步预测值

3 模型自检及实际验证

3.1 模型自检

为验证预测模型式(5)是否合理,必须检验该模型拟合后残差序列的独立性和平稳性,通常使用自相关函数、白噪声检验和单位根检验来进行判定^[11-12]。式(5)的残差序列项自相关系数估计、白噪声检验和单位根检验结果如图 6 所示(为便于观察,图中未输出所有数据)。

图 6a 中两平行直线为自相关系数估计的 95% 置信度极限线。图中所有时滞的自相关系数估计值 均未超过 95% 置信度极限线,所以式(5) 拟合后的 残差序列相互独立。

图 6b 两平行直线分别为 0.01 和 0.05,即置信度为 99% 和 95% 的极限线。图中所有时滞的白噪声检验值均未超过 95% 置信度极限线,即所有时滞的残差为白噪声的概率均大于 5%,所以接受残差序列为白噪声的假设,即式(5)拟合后的残差序列是白噪声,通过白噪声检验。

图 6c 中两平行直线也同样分别为 0.01 和 0.05,即置信度为 99% 和 95% 的极限线。图中单位根检验值均超过 95% 置信度极限线,即式(5)存在单位根的概率均小于 5%,所以拒绝存在单位根的假设,通过单位根检验。

综上所述,预测模型式(5)在理论上是合理的。

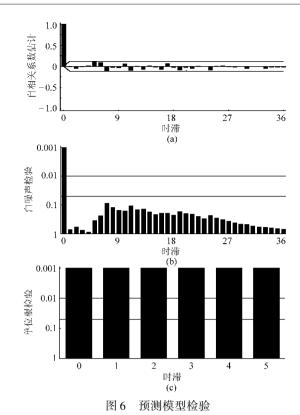


Fig. 6 Tests for the forecast model

(a) 自相关系数估计 (b) 白噪声检验 (c) 单位根检验

3.2 实际检验

选用2002年9月17日~19日数据对预测模型式(5)进行检验。根据式(5)的定义,对下一步进行预测时,将最新的实测值加入预测序列。

2002 年 9 月 17 日温室温度的实测值、模型预测值、绝对误差和相对误差如表 2 所示,预测值的最大绝对误差为 0.7℃,最大相对误差为 2.9%;经计算,平均绝对误差为 0.3℃,平均相对误差为 1.2%。

2002 年 9 月 18 日温室温度预测值的最大绝对误差、最大相对误差、平均绝对误差和平均相对误差分别为 0.6%、3.1%、0.2% 和 0.9%;2002 年 9 月 19 日温室温度预测值的最大绝对误差、最大相对误差、平均绝对误差和平均相对误差分别为 0.8%、3.2%、0.2% 和 1.2%。

2002 年 9 月 17 日 ~ 19 日温室温度预测值的最大绝对误差、最大相对误差、平均绝对误差和平均相对误差分别为 0.8℃、3.2%、0.2℃和 1.1%,预测效果比较理想。

综上所述,预测模型式(5)通过了理论验证和 实际数据检验,可以用于温室温度的1步预测。

4 结论

(1)采用一阶年度差分处理可以实现温室温度 序列的平稳化。 20 05 35 201 45 51 45 75 46 46

	表 2 至内温度顶测快型位验数据
Tab. 2	Tested data of the forecast model for greenhouse temperature

时间	实测值 /℃	预测值 /℃	绝对误差 /℃	相对误差 /%	时间	实测值 /℃	预测值 /℃	绝对误差 /℃	相对误差 /%	时间	实测值 /℃	预测值 /℃	绝对误差 /℃	相对误差 /%
0:00	16. 6	16. 3	-0.3	-1.8	8:00	21. 4	21. 1	-0.3	-1.4	16:00	25. 9	25. 6	-0.3	-1.2
0:30	16. 5	16. 5	0	0	8:30	24. 4	24. 0	-0.4	-1.6	16:30	25. 2	25. 4	0. 2	0.8
1:00	16. 1	16. 4	0. 3	1. 9	9:00	23.6	24. 1	0.5	2. 1	17:00	24. 0	24. 3	0.3	1. 3
1:30	16. 0	16. 1	0. 1	0.6	9:30	25. 5	24. 9	-0.6	- 2. 4	17:30	23. 4	22. 9	-0.5	-2.1
2:00	15.8	15. 9	0. 1	0.6	10:00	27. 8	28. 1	0.3	1. 1	18:00	22. 6	23. 0	0.4	1.8
2:30	15. 6	15. 8	0. 2	1. 3	10:30	26. 9	27. 1	0. 2	0. 7	18:30	22. 0	21.7	-0.3	-1.4
3:00	15. 3	15. 3	0	0	11:00	29. 0	28. 6	-0.4	-1.4	19:00	21.6	21. 3	-0.3	-1.4
3:30	15. 5	15. 5	0	0	11:30	29. 4	30. 1	0.7	2. 4	19:30	21. 3	21.4	0. 1	0. 5
4:00	15. 2	15. 3	0. 1	0. 7	12:00	30.0	29.8	-0.2	-0.7	20:00	21. 1	20. 5	-0.6	-2.8
4:30	15. 2	15. 0	-0.2	-1.3	12:30	30. 2	30. 4	0. 2	0. 7	20:30	20. 8	20. 8	0	0
5:00	15. 1	15. 1	0	0	13:00	30. 1	30. 7	0.6	2. 0	21:00	20. 6	20. 4	-0.2	-1.0
5:30	15. 3	15. 2	-0.1	-0.7	13:30	29. 8	29. 6	-0.2	-0.7	21:30	20. 3	19. 8	-0.5	-2.5
6:00	15. 3	15. 1	-0.2	-1.3	14:00	29. 2	29.8	0.6	2. 1	22:00	20. 2	20. 3	0. 1	0. 5
6:30	16. 4	16. 3	-0.1	-0.6	14:30	28. 2	28. 4	0. 2	0. 7	22:30	20. 1	19. 7	-0.4	-2.0
7:00	18. 5	18. 2	-0.3	-1.6	15:00	27. 6	27. 4	-0.2	-0.7	23:00	19. 9	19. 8	-0.1	-0.5
7:30	19. 8	19. 8	0	0	15:30	26. 5	27. 2	0.7	2. 6	23:30	19. 8	19. 8	0	0

- (2) ARMA(p,q) 模型可以拟合和预测温室温度,并建立了一个夏季温室温度 1 步预测的 ARMA(4,4) 模型。
 - (3)模型预测值与实测值相比,最大绝对误差

为 0.8℃、最大相对误差为 3.2%, 平均绝对误差为 0.2℃、平均相对误差为 1.1%, 可以满足温室环境控制系统对下一时段室内温度进行预测的要求, 为控制系统进行优化控制提供依据。

参考文献

- 1 伍德林,毛罕平,李萍萍. 基于经济最优目标的温室环境控制策略[J]. 农业机械学报,2007,38(2):115~119. Wu Delin, Mao Hanping, Li Pingping. Environmental regulation techniques based on economic optimization in greenhouse [J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2007,38(2):115~119. (in Chinese)
- 2 丁为民,汪小旵,李毅念,等. 温室环境控制与温室模拟模型研究现状分析[J]. 农业机械学报,2009,40(5):162~168

Ding Weimin, Wang Xiaochan, Li Yinian, et al. Review on environmental control and simulation models for greenhouses [J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2009,40(5):162~168. (in Chinese)

- 3 李锡文,杨明金,杨仁全. 现代温室环境智能控制的发展现状及展望[J]. 农机化研究,2008(4):9~13. Li Xiwen, Yang Mingjin, Yang Renquan. The development status and prospect of modern greenhouse environment intelligent control[J]. Journal of Agricultural Mechanization Research, 2008(4):9~13. (in Chinese)
- 4 陈晴,孙忠富. 基于作物积温理论的温室节能控制策略探讨[J]. 农业工程学报,2005,21(3):158~161. Chen Qing, Sun Zhongfu. Energy-saving control strategy for greenhouse production based on crop temperature integration[J]. Transactions of the CSAE, 2005,21(3):158~161. (in Chinese)
- 5 蔡象元. 现代蔬菜温室设施和管理[M]. 上海:科学技术出版社, 2000.
- 6 邓璐娟,张侃谕,龚幼民,等. 温室环境多级控制系统及优化目标值设定的初步研究[J]. 农业工程学报,2005,21(5): 119~122.

Deng Lujuan, Zhang Kanyu, Gong Youmin, et al. Preliminary study on hierarchical greenhouse environment control system and setting of the optimized target values [J]. Transactions of the CSAE, 2005,21(5):119 ~122. (in Chinese)

(下转第182页)

Zhang Yaofeng, Sun Yicai, Xing Xiaohui. The temperature compensation for pressure sensor based on artificial neural network [J]. Acta Electronica Sinica, 2008, 36(2):358 ~ 361. (in Chinese)

11 严洁,赵研,张俊利. 基于 BP 神经网络的称重传感器静态非线性误差补偿研究[J]. 传感技术学报,2008,21(6): 1025~1028.

Yan Jie, Zhao Yan, Zhang Junli. Study on static nolinear error compensating for weighing sensor based on BP neural network [J]. Chinese Journal of Sensors and Actuators, 2008, 21(6):1025~1028. (in Chinese)

- 12 飞思科技产品研发中心. 神经网络理论与 Matlab 7 实现[M]. 北京:电子工业出版社,2005.
- 13 张荣标,刘骏,张磊,等. EC-5 土壤水分传感器温度影响机理及补偿方法研究[J]. 农业机械学报,2010,41(9): 168~172.

Zhang Rongbiao, Liu Jun, Zhang Lei, et al. Temperature effect mechanism and compensation method of EC - 5 soil moisture sensor [J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2010,41(9):168 ~ 172. (in Chinese)

(上接第177页)

- 7 邓玲黎,李百军,毛罕平. 长江中下游地区温室内温湿度预测模型的研究[J]. 农业工程学报,2004,20(1):263~266. Deng Lingli, Li Baijun, Mao Hanping. Forecasting model of inter temperature and humidity for intelligent greenhouses in the Middle and Lower Reaches of the Yangtze River[J]. Transactions of the CSAE, 2004,20(1):263~266. (in Chinese)
- 8 佟国红,李保明, David M Christopher, 等. 用 CFD 方法模拟日光温室温度环境初探[J]. 农业工程学报, 2007, 23(7): 178~185.
 - Tong Guohong, Li Baoming, David M Christopher, et al. Preliminary study on temperature pattern in China solar greenhouse using computational fluid dynamics [J]. Transactions of the CSAE, 2007, 23(7);178 ~ 185. (in Chinese)
- 9 陈教料,胥芳,张立彬,等. 基于 CFD 技术的玻璃温室加热环境数值模拟[J]. 农业机械学报,2008,39(8):114~118. Chen Jiaoliao, Xu Fang, Zhang Libin, et al. CFD-based simulation of the temperature distribution in glass greenhouse with forced-air heater[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery,2008,39(8):114~118. (in Chinese)
- 10 Peter J Brockwell, Richard A Davis. Time series: theory and methods[M]. New York: Springer-Verlag, 1991.
- 11 潘迪特 S M,吴宪民. 时间序列及系统分析与应用[M]. 北京:机械工业出版社,1988.
- 12 Box G E P. 时间序列分析:预测与控制[M]. 顾岚,译. 北京:中国统计出版社,1997.

本刊副主编袁寿其教授 荣获"2010 年度何梁何利基金科学与技术创新奖"

何梁何利基金 2010 年度颁奖大会于 10 月 20 日在北京钓鱼台国宾馆隆重举行,《农业机械学报》副主编、江苏大学校长袁寿其教授荣获"何梁何利基金 2010 年度科学与技术创新奖(产业创新奖)"。

何梁何利基金是香港爱国金融家何善衡、梁銶琚、何添、利国伟先生于 1994 年 3 月 30 日捐款成立的社会公益性慈善基金;旨在促进中国科学与技术发展,奖励取得杰出成就和重大创新的科学技术工作者。何梁何利基金奖励范围涵盖当代科学技术进步与创新的广阔领域,设有"科学与技术成就奖"、"科学与技术进步奖"、"科学与技术创新奖"三个奖项。其中,"科学与技术创新奖"主要授予具有高水平科技成就,通过技术创新和管理创新,创造重大经济效益和社会效益的优秀科技工作者。自 1994 年成立以来,基金坚持"公平、公开、公正"的评选原则,共奖励九百多名科学家。鼓励了一批又一批科技工作者勇攀科学技术高峰,同时以其科学性、权威性和公信力的评选成果,得到了各界的肯定和好评,国际影响力与日俱增。

据《科技日报》报道,2010年度何梁何利基金获奖人员共有51人,其中"科学与技术成就奖"1名,"科学与技术进步奖"33名,"科学与技术创新奖"17名。