

气候变化趋势分析中自相关的检验与去除^{* 1}

陶 杰¹⁾²⁾ 张雪芹¹⁾ 陶建强³⁾ 沈强明³⁾

¹⁾(中国科学院地理科学与资源研究所,北京 100101)

²⁾(中国科学院研究生院,北京 100049) ³⁾(浙江省平湖市气象局,平湖 314200)

摘 要

受资料本身、分析方法及未来排放情景假设等因素影响,气候变暖幅度尚存在较大的不确定性。从分析方法入手,探讨气象观测序列可能存在的自相关及其对气候变化趋势分析的不确定性影响。引入了 Durbin-Watson 一阶自相关检验方法对气象观测序列进行检验,并用 Cochrane-Orcutt 方法去除存在的自相关。分析发现:浙江省平湖市气温序列存在的自相关放大了该站气温的升温趋势,并且虚高了气温变化趋势的显著性水平。因此,对资料序列进行自相关检验与去除是十分必要的。

关键词: 自相关; Durbin-Watson 一阶自相关检验方法; OLS 趋势分析; 平湖市

引 言

气候变暖已是公认的事实,但是关于过去与今后气候变暖的幅度尚存在很大的不确定性与争议^[1-3]。器测时期以来的气候资料虽然可靠性较高,但是由于台站迁移、观测仪器更换、台站周围环境改变、人类活动等对气候资料本身造成的影响,以及观测资料处理和分析方法的不同,使得气候变化分析结果存有较大不确定性^[4-7]。

在气候变化研究中,常用最小二乘法(OLS)对气象观测序列进行线性回归拟合,以此分析气候变化的趋势。在使用 OLS 时,因变量的随机误差要求满足“独立性”假设。如果“独立性”假设不满足,即所分析的观测序列存在自相关,则在使用 OLS 方法时,会存在如下问题^[8-10]: OLS 估计量仍为线性、无偏估计,但是观测序列不再具有最小方差特性,因而估计值可能不再有效;残差的方差可能低估真实的误差方差;OLS 方法得到的回归系数估计值的方差可能低估实际值; t 和 F 分布显著性检验不再严格,区间估计也不再有效。

那么研究中使用的观测序列是否存在自相关、自相关的存在对气候分析结果有何影响及如何检验与去除自相关,目前讨论比较少。为此,本文以浙江

省平湖市气象观测站 1954—2004 年的气温资料为例,探讨气象观测序列可能存在的自相关及其对气候变化趋势分析的不确定性影响。

1 资料与方法

1.1 资 料

气温资料包括浙江省平湖市气象观测站(58464, 30°37'N, 121°05'E, 海拔 5.4 m)1954 年 1 月 1 日—2004 年 12 月 31 日的日平均气温、日最高气温、日最低气温。其中,1954 年 5 月 30 日—7 月 31 日以及 1954 年 12 月 28 日—1955 年 1 月 14 日的最高气温数据缺值,用观测站《地面气象记录月报表》中的 14:00(北京时,下同)气温观测值代替;1968 年 7 月 30 日最低气温和 1974 年 10 月 24 日最高气温数据缺值,依据公式:平均气温 = (最高气温 + 最低气温)/2,由已有数据换算出缺值。

需要说明的是,平湖市气象观测站位于浙江省平湖市乍浦镇镇北。该镇距上海 95 km,距杭州 110 km,人口 54338 人^[11]。长江三角洲地区经济建设发展迅速,上海、杭州等城市规模迅速扩大,城市热岛效应显著^[12-16]。关于城市热岛效应, Karl 等^[17]指出:中国 50 万人口以下城市所产生的热岛效应在气候变化中的影响可以忽略不计。乍浦镇的人口只

* 中国科学院知识创新工程项目(KZCX2-YW-310)和国家重点基础研究发展计划项目(2005CB422006)共同资助。
2006-11-24 收到,2007-09-07 收到再改稿。

有5万多,并且到2004年,台站周围环境变动不大。所以,相对于周边大城市而言,本台站观测记录的人类活动影响可不考虑。另外,吴增祥^[6]指出,台站迁移对观测记录的均一性影响最大。而平湖市气象观测站在历史上没有迁过站,因此其资料可信度有保障。

1.2 方法

本文首先计算平湖市1954—2004年气温的年、季平均值(分别以3—5月、6—8月、9—11月、12月至次年2月为春、夏、秋、冬季,其中冬季气温序列为1954—2003年),并以51年的多年平均气温为基准,分别求取年与四季平均气温、最高气温、最低气温的距平序列;然后用经济学中常用的Durbin-Watson方法检验距平序列是否存在自相关,如果序列存在自相关,则用Cochrane-Orcutt方法通过变量代换来去除其自相关,然后再分析气温的变化趋势^[8,10,18]。具体方法如下:

首先对距平序列用OLS方法进行线性回归拟合,得到残差 $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ ($t = 1, 2, \dots, n$)。然后计算Durbin-Watson统计量 d 。计算公式如下:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (1)$$

Durbin和Watson总结了 d 的上限值 d_u 和下限值 d_l 。如果 $d_u \leq d \leq 4 - d_u$,说明原序列不存在自相关;如果 $d \leq d_l$ 或 $d \geq 4 - d_l$,说明原序列存在自相关;如果 $d_l < d < d_u$ 或 $4 - d_u < d < 4 - d_l$,表示落入盲区,无法判断是否存在自相关(进一步的判断方法见文献[18])。

对于存在自相关的距平序列,则采用Cochrane-Orcutt方法对其进行变量代换:

$$X'_t = X_t - \rho X_{t-1} \quad (2)$$

$$Y'_t = Y_t - \rho Y_{t-1} \quad (3)$$

自相关系数 ρ 用其估计值 r 代替:

$$r = \frac{\sum_{t=2}^n e_{t-1} e_t}{\sum_{t=2}^n e_{t-1}^2} \quad (4)$$

对新数据序列再次进行自相关检验。如果还存在自相关,则再次进行变量代换,构建新的数据序列,并再次进行自相关检验(用Cochrane-Orcutt方法对序列进行变量代换时,每次代换都会减少一个变量,所以一般只能使用两次。如果经过两次代换后

还不能去除序列自相关,则需要采用其他方法来进行处理^[8])。如果不存在自相关,则对变量代换后的新数据序列拟合回归方程:

$$\hat{Y}'_t = b'_0 + b'_1 X'_t \quad (t = 1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

根据 $b_0 = \frac{b'_0}{1-r}$, $b_1 = b'_1$,可以将经变量代换后

拟合的新回归方程转换成原始回归方程:

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 x_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

2 分析结果

在考虑气温序列自相关的检验和去除基础上,对平湖市气象观测站1954—2004年以及20世纪80年代以来的气候变暖趋势进行了分析,结果如表1~2所示。

表1表明,平湖市气象观测站年与春季平均气温、年最高气温、年与春季最低气温序列均存在自相关;去除自相关后得到的线性趋势值 b_1 略有减小,并且显著性均变差。总体而言,平湖市51年来的气温在去除自相关后,其变化趋势平均减小了 $0.03 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 。经过变量代换去除自相关后,年平均气温的升温趋势由原来的 $0.16 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 降为 $0.14 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.006 变为 0.077 ;春季平均气温的升温趋势由原来的 $0.29 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 降为 $0.26 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.0002 变为 0.016 ;年最高气温的升温趋势由原来的 $0.20 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 降为 $0.14 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.00004 变为 0.025 ;年最低气温的升温趋势没有变化,但是显著性水平由原来的 0.106 变为 0.347 ;春季最低气温的升温趋势由原来的 $0.20 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 降为 $0.17 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.013 变为 0.113 。

表2表明,自1981年以来,平湖市气象观测站夏季的平均气温、最高气温和最低气温均存在自相关。经过变量代换排除自相关后,趋势值减小,显著性水平下降。其中,夏季平均气温的升温趋势由原来的 $0.36 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 降为 $0.26 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.116 变为 0.155 ;最高气温的升温趋势由原来的 $0.32 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 降为 $0.12 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.211 变为 0.520 ;最低气温的升温趋势由原来的 $0.25 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 变为 $0.20 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$,显著性水平由原来的 0.207 变为 0.239 。总体而言,在去除掉序列的自相关后,1981—2004年平湖站气温变化趋势平均减小了 $0.11 \text{ } ^\circ\text{C}/10\text{a}$ 。

表 1 1954—2004 年平湖市气象观测站气温趋势分析

Table 1 Trend analysis on the temperature in Pinghu during 1954—2004

		是否存在	未经变量代换					经过变量代换					差值
		自相关	d_1	d_u	d	B_1	P	d_1	d_u	d	B_1'	P	$B_1' - B_1$
平均气温	年	是	1.53	1.60	1.18	0.16	0.006	1.50	1.59	2.18	0.14	0.077	-0.02
	春	是	1.53	1.60	1.46	0.29	0.000	1.50	1.59	2.03	0.26	0.016	-0.03
	夏	否	1.53	1.60	2.17	0.00	0.947						
	秋	否	1.53	1.60	1.90	0.11	0.137						
	冬	否	1.50	1.59	2.02	0.27	0.004						
最高气温	年	是	1.53	1.60	1.37	0.20	0.000	1.50	1.59	2.01	0.14	0.025	-0.06
	春	否	1.53	1.60	1.66	0.30	0.000						
	夏	否	1.53	1.60	2.14	0.03	0.733						
	秋	否	1.53	1.60	1.92	0.15	0.030						
	冬	否	1.50	1.59	2.08	0.31	0.002						
最低气温	年	是	1.53	1.60	1.30	0.08	0.106	1.50	1.59	2.14	0.08	0.347	-0.00
	春	是	1.53	1.60	1.53	0.20	0.013	1.50	1.59	1.98	0.17	0.113	-0.03
	夏	否	1.53	1.60	2.20	-0.06	0.382						
	秋	否	1.53	1.60	2.00	-0.01	0.911						
	冬	否	1.50	1.59	2.12	0.20	0.056						

注: d_1 (d_u)为 Durbin-Watson 统计量下限值(上限值); d 为 Durbin-Watson 统计量计算值; $B_1 = 10 \times b_1$,表示线性趋势,单位: $^{\circ}\text{C}/10\text{a}$; $B_1' = 10 \times b_1'$,为经过变量代换后的线性趋势,单位: $^{\circ}\text{C}/10\text{a}$; P 为显著性水平,其中春季平均气温趋势 P 值原值为 0.0002,年最高气温 P 值为 0.00004,春季最高气温 P 值为 0.0002。

表 2 1981—2004 年平湖市气象观测站气温趋势分析

Table 2 Trend analysis on the temperature in Pinghu during 1981—2004

		是否存在	未经变量代换					经过变量代换					差值
		自相关	d_1	d_u	d	B_1	P	d_1	d_u	d	B_1'	P	$B_1' - B_1$
平均气温	年	否	1.27	1.45	2.51	0.67	0.000						
	春	否	1.27	1.45	1.77	0.81	0.001						
	夏	是	1.27	1.45	2.76	0.36	0.116	1.26	1.44	2.20	0.26	0.155	-0.10
	秋	否	1.27	1.45	2.16	0.54	0.012						
	冬	否	1.26	1.44	2.35	0.91	0.001						
最高气温	年	否	1.27	1.45	2.51	0.66	0.000						
	春	否	1.27	1.45	1.86	0.72	0.004						
	夏	是	1.27	1.45	2.74	0.32	0.211	1.26	1.44	2.11	0.12	0.520	-0.20
	秋	否	1.27	1.45	1.89	0.66	0.002						
	冬	否	1.26	1.44	2.54	0.86	0.002						
最低气温	年	否	1.27	1.45	2.18	0.57	0.000						
	春	否	1.27	1.45	1.68	0.74	0.002						
	夏	是	1.27	1.45	2.75	0.25	0.207	1.26	1.44	2.17	0.20	0.239	-0.05
	秋	否	1.27	1.45	2.31	0.33	0.217						
	冬	否	1.26	1.44	2.22	0.89	0.004						

注:年平均气温趋势 P 值原值为 0.000004,年最高气温 P 值为 0.000001,年最低气温 P 值为 0.00025。

从以上分析可看出:序列自相关的存在放大了气温的升温趋势,并且也虚高了气温变化趋势的显著性水平。如果直接应用 OLS 方法来拟合回归方程,进行气候趋势分析,可能会得出不准确的结论。因此,在用 OLS 方法进行气候趋势分析时,应该对资料序列进行自相关的检验与去除,以使分析结果更加接近气候变化的事实。

3 平湖市气温变化特征

3.1 平均气温

根据前述分析,1954—2004 年平湖市年平均气温序列存在自相关,经过变量代换去除自相关后,51 年来平湖市年平均气温升高约为 0.7°C ,较变量代

换前的 $0.8\text{ }^{\circ}\text{C}$ 减小了 $0.1\text{ }^{\circ}\text{C}$ 左右。其中,51 年间冬、春季升温趋势最为显著,并且均通过了 0.05 的显著性检验;年与秋季气温变化趋势为正,但没有达到 0.05 显著性水平,其值约为春季和冬季趋势值的一半;夏季变暖趋势不明显(表 1)。IPCC(政府间气候变化委员会)第三次报告指出:自 1860 年以来,全球气温升高了 $0.6 \pm 0.2\text{ }^{\circ}\text{C}$ ^[1]。英国东安格利亚大学气候研究中心的数据显示,1951—2004 年全球气温升高仍约为 $0.6\text{ }^{\circ}\text{C}$ ^[19-20]。同期,我国气温变暖更为显著,约为 $1.3\text{ }^{\circ}\text{C}$ ^[21];平湖市年平均气温变暖幅度($0.7\text{ }^{\circ}\text{C}$)则高于全球水平($0.6\text{ }^{\circ}\text{C}$),低于全国水平($1.3\text{ }^{\circ}\text{C}$)。近百年来,我国冬、春、秋季平均气温呈上升趋势,夏季呈下降趋势。其中,冬季增温最为显著,春季次之^[22];而在 1951—2004 年,四季平均气温均呈变暖趋势,冬季最明显,春季次之,秋季较小,夏季最小^[23]。由此可见,不管是近百年来,还是近 50 余年来,我国冬、春季平均气温均呈升温趋势,并且是四季中升温趋势最强的两个季节;同时,夏季平均气温百年尺度的下降趋势和 50 年尺度的升温趋势,说明近 50 多年来夏季平均气温有所回升。平湖市冬、春季平均气温均呈显著上升趋势,与全国形势一致;而夏季平均气温变化趋势不明显,表现出一定的区域性。

3.2 最高气温

除夏季外,1954—2004 年平湖市最高气温均呈显著升温趋势,并且均通过 0.05 显著性检验。其中,冬、春季升温趋势最强,年和秋季次之(表 1)。对我国 1951—1990 年最高气温的变化特征分析表明,该时段全国年最高气温虽略有增暖,但不显著^[24];而 1951—2002 年间,全国年平均最高气温有较明显的增加,变暖速率为 $0.12\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{a}$,温度升高主要发生在最近的 10 余年^[23,25]。此外,最高气温距平的最高记录集中出现在 1998 年以来,自高到低依次为: $1.05\text{ }^{\circ}\text{C}$ (1998 年), $0.91\text{ }^{\circ}\text{C}$ (2004 年), $0.86\text{ }^{\circ}\text{C}$ (1999 年), $0.85\text{ }^{\circ}\text{C}$ (2002 年), $0.79\text{ }^{\circ}\text{C}$ (2005 年), $0.69\text{ }^{\circ}\text{C}$ (2001 年), $0.50\text{ }^{\circ}\text{C}$ (2003 年)^[26]。从全国各季平均最高气温来看,冬季增加最为显著,夏季增加最弱^[23,25]。根据上述讨论和表 1、表 2 可知,平湖市 51 年来的最高气温变化特征与全国相似。

3.3 最低气温

平湖市最低气温冬季升温趋势显著性水平较低,只通过了 0.1 显著性检验;年、春、夏、秋季气温变化趋势均不显著。从趋势值看,年、春季气温为正

趋势,夏、秋季为负趋势(表 1)。全球研究表明:全球最高气温和最低气温均呈上升趋势,而且最低气温升高更为显著^[18,27-28]。国内研究表明:全国日最低气温表现为升温,尤其在北方地区其升温幅度高于最高气温;冬季最低气温升温趋势显著,但是长江中下游地区夏季有降温趋势^[24,29-30]。本研究表明,平湖市最低气温冬季为正趋势,夏季为负趋势,与长江中下游地区的研究结果相符^[24,29-30];但是,平湖市最低气温变化特征表现出一定的区域性,即平湖市最低气温的变化趋势显著性较差,且其趋势值比最高气温的要小,与已有研究结果差异较大。

4 结论与讨论

对浙江省平湖市气象观测站 1954—2004 年与 1981—2004 年气温序列的分析表明,自相关的存在对 OLS 方法的应用有较大的影响:序列中自相关的存在放大了该站气温的升温趋势,并且虚高了气温变化趋势的显著性水平。在用 OLS 方法进行气候趋势分析时,应该对气候要素时间序列进行自相关的检验与去除,以使分析结果更加趋于变化事实;用 Durbin-Watson 一阶自相关检验方法能够有效地检查出观测序列是否存在一阶自相关,而 Cochrane-Orcutt 是一种能够有效地去除自相关的方法。

虽然本文使用 Durbin-Watson 和 Cochrane-Orcutt 方法有效地检验出并去除了气候要素序列中存在的自相关,使得分析结果更加趋于变化事实,但仍然存在较多问题,需引起注意。第一, Durbin-Watson 检验只是检验序列中的一阶自相关,如果序列比较复杂,存在二阶或更高阶自相关时,此方法就不能很好地发挥作用,甚至可能引起更坏的结果^[9];第二,与第一点类似,即使 Durbin-Watson 检验结果表明序列不存在自相关时,也不能由此推出序列一定不存在自相关,因为序列可能存在二阶或更高阶自相关^[9];第三,在用 Cochrane-Orcutt 方法对序列进行变量代换处理时,每次处理都会减少一个变量,所以不能无限地重复使用,一般只能使用两次(本文只使用了一次 Cochrane-Orcutt 变量代换处理)。如果经过两次处理后还不能去除序列自相关,则需要采用其他方法进行处理^[8]。综上所述,今后在气候变化趋势分析时需对自相关的检验与去除给予高度重视,并应进一步深入研究上述提及的几方面问题,这将有益于气候变化不确定性的讨论。

参 考 文 献

- [1] Houghton J T, Ding Y, Griggs D J, et al. Climate Change 2001: The Scientific Basis. Cambridge: Cambridge University Press, 2001: 105-130.
- [2] Allen M R, Stott P A, Mitchell J F B, et al. Quantifying the uncertainty in forecasts of anthropogenic climate change. *Nature*, 2000, 407: 617-620.
- [3] Stott P A, Kettleborough J A. Origins and estimates of uncertainty in predictions of twenty-first century temperature rise. *Nature*, 2002, 416: 723-726.
- [4] Quayle R G, Easterling D R, Karl T R, et al. Effects of recent thermometer changes in the cooperative station network. *Bull Amer Meteor Soc*, 1991, 72: 1718-1724.
- [5] Folland C K, Rayner N A, Brown S J, et al. Global temperature change and its uncertainties since 1861. *Geophys Res Lett*, 2001, 28: 2621-2624.
- [6] 吴增祥. 气象台站历史沿革信息及其对观测资料序列均一性影响的初步分析. *应用气象学报*, 2005, 16(4): 461-467.
- [7] 刘小宁, 张洪政, 李庆祥. 不同方法计算的气温平均值差异分析. *应用气象学报*, 2005, 16(3): 345-356.
- [8] Neter J, Wasserman W, Kutner M H. *Applied Linear Regression Models*. Boston: IRWIN, 1989.
- [9] 白雪梅, 赵松山. 关于自相关若干问题的研究. *现代财经*, 2002, 22(11): 8-11.
- [10] 苏文兵. 对 DW 检验法的补充和改进. *数理统计与管理*, 1997, 16(2): 37-41.
- [11] 平湖市政府网. 乍浦镇. http://www.pinghu.gov.cn/gaikuang/gk_xzqh_zp.html.
- [12] 丁金才, 叶其欣, 丁长根. 上海地区高温分布的诊断分析. *应用气象学报*, 2001, 12(4): 494-499.
- [13] 丁金才, 张志凯, 奚红, 等. 上海地区盛夏高温分布和热岛效应的初步研究. *大气科学*, 2002, 26(3): 412-420.
- [14] 束炯, 江田汉, 杨晓明. 上海城市热岛效应的特征分析. *上海科学*, 2000, 19(11): 532-534.
- [15] 苗曼倩, 唐有华. 长江三角洲夏季海陆风与热岛环流的相互作用及城市化的影响. *高原气象*, 1998, 17(3): 281-289.
- [16] 刘洪利, 李维亮, 周秀骥, 等. 长江三角洲地区区域气候模式的发展和检验. *应用气象学报*, 2005, 16(1): 24-34.
- [17] Karl T R, Jones P D, Knight R W, et al. A new perspective on recent global warming: Asymmetric trends of daily maximum and minimum temperature. *Bull Amer Meteor Soc*, 1993, 74(6): 1007-1023.
- [18] 威廉 H 格林. *Econometric Analysis(经济计量分析)*. 王明舰, 王永宏, 译. 北京: 中国社会科学出版社, 1998.
- [19] Brohan P, Kennedy J J, Haris I, et al. Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new dataset from 1850. *J Geophys Res*, 2006, 111, D12106, doi:10.1029/2005JD006548.
- [20] <http://www.cru.uea.ac.uk/cru/info/warming/gtc2005.csv>.
- [21] 任国玉, 徐铭志, 初子莹, 等. 近 54 年中国地面气温变化. *气候与环境研究*, 2005, 10(4): 717-727.
- [22] 唐国利, 任国玉. 近百年中国地表气温变化趋势的再分析. *气候与环境研究*, 2005, 10(4): 791-798.
- [23] 任国玉, 初子莹, 周雅清, 等. 中国气温变化研究最新进展. *气候与环境研究*, 2005, 10(4): 701-716.
- [24] 翟盘茂, 任福民. 中国近四十年最高最低气温变化. *气象学报*, 1997, 55(4): 418-429.
- [25] 唐红玉, 翟盘茂, 王振宇. 1951—2002 年中国平均最高、最低气温及日较差变化. *气候与环境研究*, 2005, 10(4): 728-735.
- [26] 李庆祥, 李伟, 鞠晓慧. 1998 年以来中国气温持续极端偏暖的事实. *科技导报*, 2006, 24(4): 37-40.
- [27] Easterling D R, Horton B, Jones P D, et al. Maximum and minimum temperature trends for the globe. *Science*, 1997, 277: 364-367.
- [28] Karl T R, Kukla G, Razuvayev V N, et al. Global warming: Evidence for asymmetric diurnal temperature change. *Geophys Res Lett*, 1991, 18(12): 2253-2256.
- [29] 史岚, 王翠花, 李雄, 等. 中国近 50a 来日最低气温的时间演变特征. *气象科学*, 2003, 23(3): 300-307.
- [30] 于淑秋. 近 50 年我国日平均气温的气候变化. *应用气象学报*, 2005, 16(6): 787-793.

The Checking and Removing of the Autocorrelation in Climatic Time Series

Tao Jie¹⁾²⁾ Zhang Xueqin¹⁾ Tao Jianqiang³⁾ Shen Qiangming³⁾

¹⁾ (*Institute of Geographical Sciences and Natural Resources Research, CAS, Beijing 100101*)

²⁾ (*Graduate University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049*)

³⁾ (*Pinghu Meteorological Bureau of Zhejiang Province, Pinghu 314200*)

Abstract

It is well known that global climate is warming over the past decades. And there are great uncertainties for the assessment of warming magnitude caused by meteorological data itself, different methods adopted, hypothesis of future emission scenario, and other factors as well. Ordinary least squares (OLS) is usually used to analyze the trend of climate change by fitting linear regression to the time series of meteorological observation. And the hypothesis of independence should be met by the random error of the time series, otherwise autocorrelation exists in the time series and uncertainties will appear in the results. Unfortunately research on the autocorrelation of climate change is weak. So taking the temperature observation (including mean temperature, maximum temperature and minimum temperature) of Pinghu meteorological station in Zhejiang Province during 1954—2004 as an example, the autocorrelation possibly existing in time series and its influence on the trend analysis of climate change are studied. And the method of Durbin-Watson test is introduced to check whether the autocorrelation exists or not in the time series during the utilization of OLS in the trend analysis of temperature change. And if so, the method of Cochrane-Orcutt is adopted to remove the autocorrelation. Analysis indicates that the warming trend is magnified by the existence of autocorrelation in Pinghu temperature time series, and the confidence level of warming trend is improperly increased, by which uncertainties of climate change is added. In a word, it is indispensable to check and remove the autocorrelation of climatic time series, and much more work should be done further to test the autocorrelation and its possible impacts on the uncertainties of warming forecasting at regional and global scale.

Key words: autocorrelation; Durbin-Watson test; OLS trend analysis; Pinghu City