

司鹏,李庆祥,李伟,等.城市化对深圳气温变化的贡献[J].大气科学学报,2010,33(1):110-116.

Si Peng, Li Qing-xiang, Li Wei, et al Urbanization-induced surface air temperature change in Shenzhen[J]. Trans Atmos Sci, 2010, 33(1): 110-116.

城市化对深圳气温变化的贡献

司鹏^{1,2}, 李庆祥³, 李伟⁴, 殷红¹

(1. 沈阳农业大学, 辽宁 沈阳 110161; 2. 天津市气象信息中心, 天津 300074; 3. 中国气象局 国家气象信息中心, 北京 100081;

4. 中国气象局 国家气象中心, 北京 100081)

摘要:采用经均一性检验的深圳及其周围台站的地面温度资料和 NCEP/DOE AMIP- Reanalysis (R-2)再分析温度数据,通过鲁棒回归(M估计)对气温趋势进行拟合,分析了1967—2005年和1979—2005年两个时间段城市热岛效应对温度的影响,利用再分析数据和地面观测数据的差异估计了1979年以来城市化对气温增暖的贡献。结果表明,20世纪80年代以来的30 a里,深圳城市化对当地气温增暖贡献非常显著:1979年以来,城市热岛效应导致年平均气温增暖 $0.243 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$,占深圳总体增暖的36.3%;与再分析资料对比得到的城市化对深圳年平均气温增暖的贡献达到 $0.315 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$,大于分析观测资料得到的结果,占总体增暖的47.1%。说明城市化的快速发展是导致深圳城市气候增暖的重要因子之一。

关键词:气温变化贡献分析;M(鲁棒)估计;深圳气候;统计分析

中图分类号: P463 **文献标识码:** A **文章编号:** 1674-7097(2010)01-0110-07

Urbanization-Induced Surface Air Temperature Change in Shenzhen

SI Peng^{1,2}, LI Qing-xiang³, LI Wei⁴, YIN Hong¹

(1. Shenyang Agricultural University, Shenyang 110161, China;

2. Tianjin Meteorological Information Center, Tianjin 300074, China;

3. National Meteorological Information Centre, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China;

4. National Meteorological Centre, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China)

Abstract: Based on homogenized land surface air temperature data at Shenzhen and its neighboring stations and the National Centers for Environmental Prediction/Department of Energy (NCEP/DOE) Atmospheric Model Intercomparison Project (AMIP) - Reanalysis (R-2) data, urbanization effects on temperature change in Shenzhen was estimated. The linear trends of temperature for both the observed and R-2 data were estimated by using the Robust Regression (M estimation), then the contributions of urban heat island (UHI) to the climate warming were analyzed covering 1967—2005 and 1979—2005, respectively; and the impact of urbanization since 1979 was also expressed by comparing observed trends with those in the R-2 data. Results indicate that urbanization has very significant contributions to the climate warming in Shenzhen during the last 30 years. Since 1979, UHI has augmented the warming trend of annual mean temperature by $0.243 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$, which accounts for 36.3% of the total local warming, but it is lower than the result calculated from the R-2 data, where urbanization induced an annual mean temperature warming of $0.315 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$, accounting for 47.1% of the total local warming. Therefore, rapid urbanization is one of the main factors causing the urban climate warming in Shenzhen.

Key words: analysis of contribution to temperature change; M estimation; Shenzhen climate; statistical analysis

收稿日期: 2007-10-25; 改回日期: 2008-01-23

基金项目: 科技部公益性行业(气象)科研专项(GYHY200706036); 国家重点基础研究发展计划项目(2006CB403707); 国家自然科学基金资助项目(40605021); 中国科技部专项基金(2005DKA31700-01)

作者简介: 司鹏(1983—), 女, 辽宁大连人, 硕士, 研究方向为气候变化, spsbox@163.com

0 引言

城市化快速发展能够造成土地利用/覆盖状况的改变,同时在一定程度上导致原有局地或区域气候特征发生变化。Kiffle^[1]对亚的斯亚贝巴城市化影响的研究指出,过去 15 a 中快速的城市建设消耗了城区附近大面积的可用地,导致城郊能量平衡改变,使得城市热岛现象正逐步成为亚的斯亚贝巴的城市气候特征。Galb 和 Taupley^[2]研究中发现位于以城市环境为主的气象观测站相对于以乡村为背景环境的,通常表现出较低的日较差;同时 Galb 等^[3]还指出由以乡村环境占主导地位的土地利用转变成城市环境为主的过程中会大大影响气温的趋势变化(特别是会造成气温日较差的降低)。王桂玲等^[4]利用卫星遥感资料探讨了南京城市热岛的形成机制及其影响因子,结果表明南京城区热岛效应显著,并且城乡植被覆盖差异是造成城市热岛的主要因素。同样,肖荣波等^[5]、郑祚芳等^[6]研究了城市热岛时空分布特征,表明城市化等人类活动对热岛效应的出现起重要作用。阮蔚琳等^[7]、林学椿和于淑秋^[8]、周雅清和任国玉^[9]、Kahnay 和 Cai^[10]、赵宗慈^[11]的研究结果也表明,局地/区域气候增暖有很大一部分是由城市化引起的,并且贡献程度显著。由此可见,城市化造成的气候变化影响是不容忽视的。但长期以来,城市化/城市热岛影响的评估方法却很单一,由于缺少高密度的气候数据集,许多研究均利用一个城市台站和周围个别乡村台站的对比来表征城市热岛对当地气候变化的影响程度,显然这种思路会受到站点选择上随机性的影响;另外,由于我国长期气候观测资料序列存在着一定的非均一性,也会影响这种估计的精度。

20 世纪 80 年代以来,作为中国改革开放“对外窗口”的深圳,是我国典型的快速城市化进程的城市之一。据深圳市统计局(2006)统计,到 2005 年末全市常住人口 827.75 万,人口密度为 4 239 人/km²(<http://www.szjtj.com>),而 1949—1978 年全市人口仅为 31.4 万。因此,研究深圳城市化进程的气候影响,既有助于当前我国城市建设的科学规划,也为以后中国气温变化规律的研究工作提供参考依据。为此首先从资料的均一性分析入手,确保采用分析数据的均一性;为了避免观测时次的影响(有些台站是 3 次观测,与通常采取的 4 次观测存在一定的差别),本文主要对逐月平均最高、最低气温及日较差资料进行较为详细的分析,而平均气温的趋

势变化则采用最高、最低气温的平均值;另外,气温趋势的拟合采用鲁棒回归(M 估计),以求更为客观准确。

1 资料与研究方法

1.1 资料

本文主要采用地面观测和再分析资料:地面观测资料为国家气象信息中心收集整理的深圳及附近站点地面观测的逐月平均最高、最低气温资料(1967—2005 年);再分析资料为美国国家环境预报中心(NCEP)和能源部(DOE)合作研制的再分析资料 NCEP/DOE AMIP- Reanalysis(下称 R-2),其时间段为 1979 年 1 月—2005 年 12 月。

均一的长时间气候序列是气候变化研究的基础^[12],因此为了能够真实地反映出局地或区域气候的变化特征,尤其是本文的局地情况,研究中必须考虑数据中非气候因素导致的非均一性。本文利用标准正态检验方法(SNHT)^[13]以及结合各台站迁移数据,对深圳及其临近台站(距离最近的 10 个)1967—2005 年地面观测最低、最高气温资料进行均一性分析。具体方法与李庆祥等^[14]所采用的方法类似。

惠东站(图 1)的序列可以作为一个典型的例子来说明这种检验的必要性。从图中年平均最高、最低气温差值序列(待检序列与利用周围站点序列构

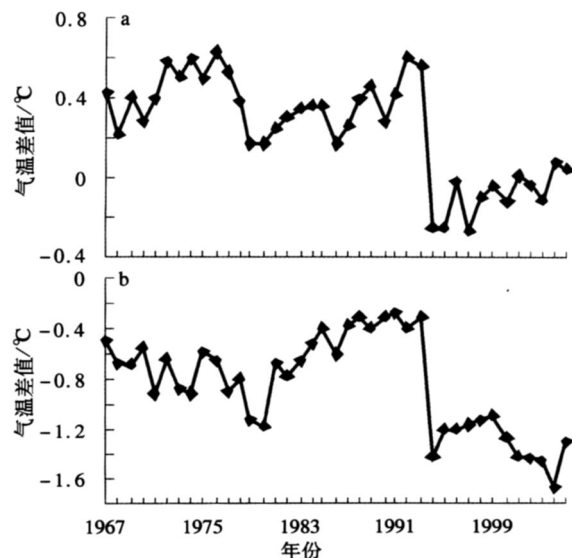


图 1 惠东(59492)年平均最高(a)、最低(b)气温差值序列

Fig 1 Difference series of (a) annual mean daily maximum and (b) minimum temperatures at Huidong(59492)

建的该站的参考序列的差值)中可以看出,1994年以后的差值明显突然变小,而且 SNHT检验结果中也在1994年出现了显著的间断点,同时历史沿革资料显示,该站在1994年发生站址迁移。因此,可以断定该站资料不均一,在分析中不用。

同样地,将其他台站序列用上述方法进行检验,最终选取如下几个临近台站(表1),值得注意的是这5个台站,所在地环境均为小城镇的郊区,因此,可以作为深圳周边的乡村背景站点,与深圳对比,研究城市化对当地气候增暖的影响和贡献。

1.2 研究方法

1.2.1 背景气候序列的建立

深圳地区地面观测资料背景气候序列的构造,借鉴 Li等^[15]建立区域平均距平序列的方法。具体做法是将经过均一性检验后的5个临近台站(表1)的年(逐月、季节)平均温度序列做主分量分析,以展开后的第一主成分的荷载作为权重系数,对所有临近台站的温度序列进行加权平均,得到背景气候序列;R-2背景气候序列的构造,则是通过反距离加权插值法,把R-2地面气温数据中位于深圳站(22°33'N, 114°06'E)周围的4个格点上的数据反插到对应位置处,得到R-2背景气候序列。

1.2.2 城市化影响的评估方法

为了与 Li等^[15]和 Zhou等^[16]的研究一致,本文分别对1967—2005年、1979—2005年两个时段的城市化进行研究。方法一是利用深圳实测气温距平序列与对应的背景气候距平序列的线性趋势(M估计)差值来表示城市热岛。方法二类似 Zhou等^[16]的做法,用深圳实测气温资料与R-2背景气候距平序列的线性趋势(M估计)差值来代表1979年以来的城市化的影响。

1.2.3 lowess平滑曲线和鲁棒回归

通过计算和绘制平滑点,可以在很大程度上提高散点图所能表达出的直观信息。在气候要素的趋势变化分析中,单从散点图中很难了解到线性影响的特点,但是如果叠合平滑点的波动曲线就能够明显准确地揭示变化趋势。因此,本文对近40 a来,深圳及其背景气候的气温距平变化曲线进行 lowess平滑,即鲁棒局部权重回归(robust locally weighted regression)^[17],它是一种非参数回归方法,不拘泥于任何理论上的数学函数,用来平滑等间距(或非等间距)分布的时间序列或散点图的方法,能够在鲁棒拟合过程中有效地避免异常值对平滑曲线的歪曲,可以很好地描述变量之间关系的细微变化。对于点 (x_i, y_i) , $i = 1, \dots, n$ 来说其在 x_k 点上的拟合值是利用迭代加权最小二乘法对数据进行多项式拟合得到的,其中如果 x_i 越接近 x_k ,那么点 (x_i, y_i) 的权重就越大,反之越小。主要的计算步骤如下:

(1)计算参与平滑拟合的点的数量(q),即平滑参数 $f(0 < f < 1$,这里取 $f = 0.35$)与被拟合点的数量的乘积。

(2)利用三次函数进行权重最小二乘拟合。给予点 (x_k, y_k) 的权重: $w_k(x_i) = W\left(\frac{x_i - x_k}{h_i}\right)$,其中 h_i 是 x_i 离它最近的第 q 个点的距离, W 是三次权重函数。得到的拟合值: $\hat{y}_i = \sum_{j=1}^d \beta_j(x_i) x_i^j$,其中 d 为局部多项式拟合的阶数, β_j 是加权最小二乘估计的回归系数。

(3)计算鲁棒权重。由(2)计算得到残差 $e_i = y_i - \hat{y}_i$,定义 B 为二次权重函数,即

$$B(x) = \begin{cases} 0, & |x| \geq 1; \\ (1 - x^2)^2, & |x| < 1, \end{cases}$$

则鲁棒权重为 $\delta_k = B\left(\frac{e_k}{6s}\right)$, s 为 $|e_i|$ 的中位数。

表 1 深圳台站及其周围参考台站信息

Table 1 Information of Shenzhen and its peripheral reference stations

区站号	站名	经度	纬度	海拔/m	台站类型	台站环境	人口密度(2005年末)/(人·km ⁻²)
59493	深圳	114°06'E	22°33'N	18.2	基本站	市区	4 239
59298	惠阳	114°25'E	23°05'N	22.4	基本站	郊区	429
59478	台山	112°47'E	22°15'N	32.7	基本站	郊区	301
59487	斗门	113°17'E	22°13'N	22.1	一般站	郊区	667
59501	汕尾	115°22'E	22°47'N	4.6	基本站	郊区	598
59673	上川岛	112°46'E	21°44'N	21.5	基本站	郊区	102

(4)利用加权最小二乘的 d 阶多项式拟合,对每个 i 进行新的 $\hat{y}_i$ 计算,但是对于点 (x_k, y_k) 的权重由 $\delta_k w_k(x_i)$ 取代。

(5)重复 (3)、(4)步 t 次 (一般 t 取 2),最终得到的 $\hat{y}_i$ 即为鲁棒局部权重回归拟合值。

经典的分析变量间线性相关关系的回归方法要求应变量至少服从正态分布且等差,而实际资料中常会遇到一些不规则数据,如离群值、异常值、缺失数据和多重共线性等,当这些数据确实是由失误而引起时,可以删除,但在许多情况下,研究者并无足够的理由把这些数据认为是某种失误;同时,在目前的线性回归应用中,对其模型提出了若干基本假设,但实际完全满足这些基本假设的情况并不多见,这时应用普通最小二乘法估计模型就不能得到无偏的、有效的参数估计量。因此,本研究将采用迭代加权最小二乘法 (鲁棒回归)^[18-19] 对气温距平序列的回归系数进行 M 估计,力求更加真实地反映出深圳气温的趋势变化。

一般回归模型:

$$Y_i = \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n_0$$

这里 $\beta_1, \dots, \beta_p$ 为未知回归系数, $e_1, \dots, e_n, \dots$ 独立同分布,均值为 0。最小二乘法是找 $\beta_1, \dots, \beta_p$ 使表达式 $\sum_{i=1}^n \left(Y_i - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2$ 达到最小作为代价函数。而鲁棒回归的最大似然估计 (M 估计)的基本思想是采用迭代加权最小二乘估计回归系数,根据回归残差的大小确定各点的权重 w_i ,以达到稳健的目的,其优化的目标函数是

$$\sum_{i=1}^n w_i \left(Y_i - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j \right)^2 = w_{\min}$$

为减少异常点作用,对不同的点给出不同的权重,即对残差小的点给较大的权重,而对残差较大的点给较小的权重,据此建立加权的最小二乘估计,反复迭代以改进权重系数,如果用 $\beta_j^{(R+1)}$ 、 $\beta_j^{(R)}$ 分别表示第 $R+1$ 步和第 R 步的鲁棒回归系数向量,则可规定一个迭代收敛的误差标准 ε ,当相邻两步之间回归系数差的最大绝对值小于 ε 时,迭代收敛,即

$$\max(|\beta_j^{(R+1)} - \beta_j^{(R)}|) < \varepsilon。$$

M 估计的关键在于 w_i 的选取,在多种 w_i 函数中,本文选取文献 [20] 推荐的二次加权函数,即

$$w_i = \begin{cases} 0, & |x| \geq 1; \\ (1 - x^2)^2, & |x| < 1。 \end{cases}$$

对于任意给定的自变量和因变量样本,总可以建立

起一个回归方程,但由于抽样的随机性,会在不同程度上造成回归方程反映的自变量和因变量的线性关系存在不真实性,因此,需要对回归方程进行统计假设检验。鲁棒回归方法 (M 估计)的主要作用是缩小因变量中可能存在的异常点的影响,用 M 估计代替最小二乘估计的目的,并不在于缩小残差,而在于得到回归系数的较好估计^[19]。因此,通过对回归系数的显著性检验,来对鲁棒回归效果进行统计检验。

假设统计量服从 t 分布,则统计量 $t = \frac{b}{S_r}$, 其中 b 为

回归系数估计值, $S_r = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - m - 1}}$ (这里 n 为序列长度, $m = 1$), 因此,在显著水平 α 下,根据一次抽样得到的样本计算值 $t > t_\alpha$, 则否定原假设 ($H_0: \beta = 0$), 即认为回归方程是显著的。

2 深圳地区的城市热岛效应分析

图 2 为 1967 年以来深圳与背景气候年平均温度距平序列变化曲线。很明显,深圳地区经历了显著的气温增暖。拟合的 lowess 平滑曲线显示,深圳站的年平均最低气温与其最高气温相比有较大的上升趋势,从而使得日较差表现出明显的降低趋势 ($-0.508 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$); 与之相反的是,背景气候的日较差变化趋势并不显著 ($-0.008 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$)。由此,说明近 40 a 的气温增暖过程中很大程度可以归结为城市化 城市热岛的影响,并且主要发生在 80 年代中后期 (如图 2b、c 所示)。同样,在深圳各季节气温趋势变化中也体现出了上述特征,尤其是冬季,日较差降低趋势为 $-0.636 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$, 较其他季节变化明显; 而春季则是气温增暖相对最小的季节,其日较差变化 $-0.380 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$ 。Ren 等^[21] 对北京地区的城市热岛研究中同样指出类似的城市气候变化特点。

表 2 给出了两个时间段的城市热岛对深圳城市气温增暖的贡献。从 M 估计的气温趋势来看,深圳站年/季节最低气温的增暖趋势远远大于最高气温的变化,尤其是冬季; 而背景气候则表现得相对不明显,说明城市热岛对城市最低气温影响最大,因而能够导致城市气温日较差较背景气候显著减少,这一结果在国内外许多研究中得到证实^[16, 22]。同时表中热岛效应显示,1979 年以来,深圳地区年/季节日较差趋势变化均要比 1967—2005 年显著,说明城市热岛的绝对增暖影响随时间而增强。

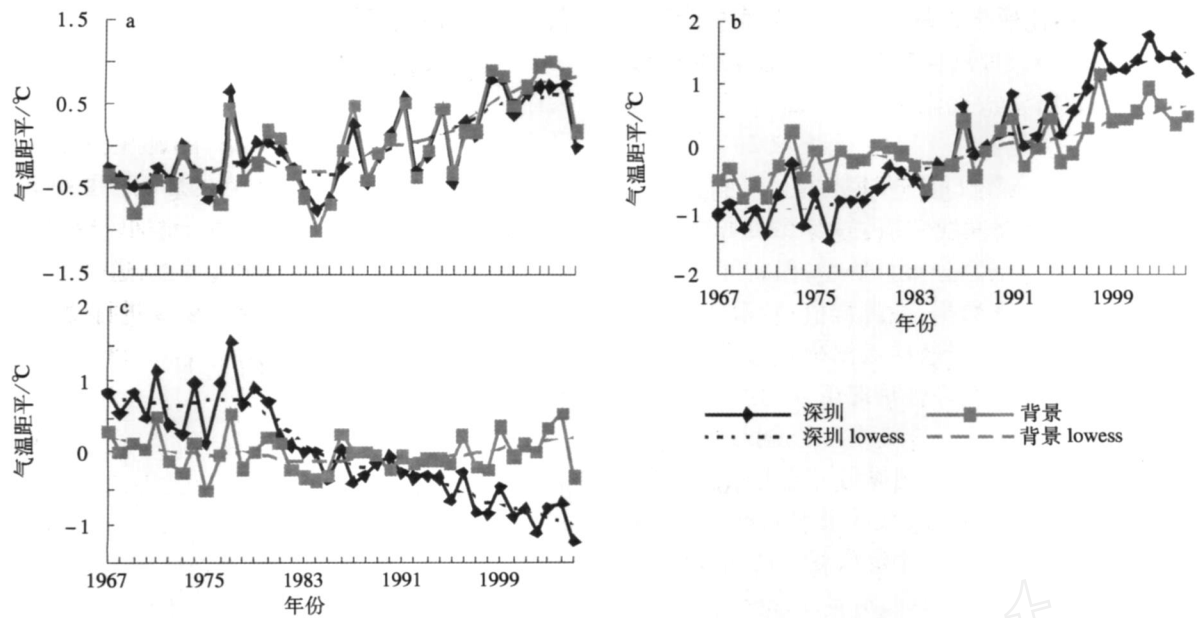


图 2 1967—2005 年深圳实测气温与背景气温距平序列变化曲线 a 年平均最高气温; b 年平均最低气温; c 年平均日较差

Fig 2 Observed and background annual temperature anomaly series in Shenzhen during 1967 to 2005 a annual mean daily maximum temperature; b annual mean daily minimum temperature; c annual mean diurnal range (DTR)

利用年平均最高、最低气温热岛效应的平均作为城市热岛对深圳地面平均气温的影响,两个时间段为 $0.200 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$ 、 $0.243 \cdot (10 \text{ a})^{-1}$,分别占深圳地区实际气温增暖的 37.8%、36.3%。可见城市热岛效应对深圳城市气温的增暖影响真实存在,尤其表现在 1979 年以来的近 30 a 里。

3 再分析和观测对比方法对深圳城市化影响的分析

Kalnay 和 Cai^[10] 提出通过比较再分析资料

(NCEP/NCAR Reanalysis (R-1)) 与地面观测资料的趋势变化能够反映城市化对气候增暖影响,由于 R-1 再分析数据主要受大气垂直探测风速及温度变化的影响,并且地表温度资料在拟合过程中也没有采用地面台站的观测数据,所以不会受到陆地表面变化情况的影响^[23],能够客观地反映出下垫面背景气候变化特征。但是, R-1 在数据拟合、质量控制、分析等加工过程中存在许多人为因素产生的误差;而 R-2 是经过改良的 6 h 全球数据分析序列,它订正和弥补了 R-1 中存在的不足。因此,在这里类似

表 2 深圳与背景气候气温变化趋势

Table 2 Temperature change trends for observation and background in Shenzhen

	平均最高气温				平均最低气温				平均日较差			
	深圳	背景气候	热岛效应	贡献	深圳	背景气候	热岛效应	贡献	深圳	背景气候	热岛效应	贡献
年	0.271	0.344	-0.073	—	0.786	0.313	0.473	60.2	-0.508	-0.008	-0.500	98.4
春季	0.200	0.321	-0.121	—	0.632	0.325	0.307	48.6	-0.380	0.023	-0.403	—
夏季	0.222	0.207	0.015	6.8	0.614	0.170	0.444	72.3	-0.409	0.032	-0.441	—
秋季	0.322	0.433	-0.111	—	0.939	0.328	0.611	65.1	-0.631	0.022	-0.653	—
冬季	0.287	0.410	-0.123	—	1.010	0.433	0.567	56.1	-0.636	0.023	-0.659	—
年	0.395	0.473	-0.078	—	0.944	0.381	0.563	59.6	-0.548	0.075	-0.623	—
春季	0.617	0.749	-0.132	—	0.847	0.473	0.374	44.2	-0.246	0.269	-0.515	—
夏季	0.168	0.195	-0.027	—	0.692	0.195	0.497	71.8	-0.529	-0.012	-0.517	97.7
秋季	0.389	0.481	-0.092	—	1.052	0.378	0.674	64.1	-0.749	-0.026	-0.723	96.5
冬季	0.587	0.701	-0.114	—	1.217	0.617	0.600	49.3	-0.688	0.018	-0.706	—

注:表中除了贡献单位为%,其余数字单位均为 $\cdot (10 \text{ a})^{-1}$ 。

Zhou等^[16]通过比较 R-2再分析气温数据与深圳实测气温的趋势变化,从另一种角度来分析 1979年以来的城市化对深圳城市气温的影响(统计结果见表3)。

表3中显示,城市化导致深圳年平均最低气温的增暖趋势远远大于最高气温,使得1979年以来的年平均日较差变化为 $-0.548\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$,而R-2日较差变化为 $0.147\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$,表现出增暖趋势,二者差值为 $-0.695\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$,这一结果与Zhou等^[16]的一致。对于季节日较差变化,受城市化影响,冬季趋势变化为 $-0.925\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$,比同一时间的热岛效应影响要大($-0.706\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$);而夏季趋势变化 $-0.604\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$,是所有季节中变化最小的。同理,利用再分析资料对比方法得到的平均气温增暖的影响,仍然采用年平均最高、最低气温的平均值,即 $0.315\text{ }^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$,对深圳地区实际增暖贡献达47.1%,比1979年以来的热岛效应的增暖影响大。

通过上述分析,采用R-2再分析资料可能有效地避免了城市化对气温记录的影响,较好地代表了背景气候场条件。但是再分析资料各个时期同化所选用的资料不同,所以对于长期气候变化趋势的研究存在一定的问题与不确定性^[24]。因此,这一评估结果应该作为其他地区和短时期城市化影响的参考

表3 深圳实测气温与R-2背景气温变化趋势

Table 3 Temperature change trends for observation and R - 2 background in Shenzhen

	平均最高气温				平均最低气温				平均日较差			
	实测资料	R-2	差值	贡献	实测资料	R-2	差值	贡献	实测资料	R-2	差值	贡献
年	0.395	0.464	-0.069	—	0.944	0.245	0.699	74.0	-0.548	0.147	-0.695	—
春	0.617	0.540	0.077	12.5	0.847	0.195	0.652	77.0	-0.246	0.402	-0.648	—
夏	0.168	0.318	-0.150	—	0.692	0.213	0.479	69.2	-0.529	0.075	-0.604	—
秋	0.389	0.584	-0.195	—	1.052	0.301	0.751	71.4	-0.749	0.193	-0.942	—
冬	0.587	0.641	-0.054	—	1.217	0.252	0.965	79.3	-0.688	0.237	-0.925	—

注:表中除了贡献单位为%,其余数值单位均为 $^{\circ}\text{C}\cdot(10\text{ a})^{-1}$ 。

表 4 回归系数显著性检验指标

Table 4 Significance test of the regression coefficient

	1967—2005年			1979—2005年		
	回归均方误差	t统计量	t概率值(p值)	回归均方误差	t统计量	t概率值(p值)
深圳	0.005 5	14.228 5	$1.398\ 2\times10^{-16}$	0.008 5	11.060 9	$4.035\ 1\times10^{-11}$
背景气候	0.004 8	6.450 8	$1.544\ 4\times10^{-7}$	0.008 9	4.294 7	$2.317\ 5\times10^{-4}$
R-2	—	—	—	0.007 5	3.284 9	$3.015\ 6\times10^{-3}$

值,并不能够代表长时期及区域范围的城市化影响。

4 鲁棒回归效果的统计检验

表4是对最低气温年平均序列回归效果的统计检验。其中,回归均方误差(S_r)是用来衡量回归效果的数量指标之一,表示实测值对回归值的偏差,即其越小,回归效果越好。表中对两个时间段的深圳、背景气候及R-2背景气候年平均最低气温序列,统计得到的回归均方误差均小于0.01,说明回归拟合效果较好。

回归系数的显著性检验,取显著性水平 $\alpha=0.05$,表中的统计结果显示, t 值最小的R-2背景气候序列为3.284 9,而 $t_0=2.056$,因 $t>t_0$,并且 t 概率值(p 值) $0.003<0.05$,所以鲁棒回归方程的回归效果是显著的。同理,这种回归效果的显著性也表现在两个时间段其他气温时间序列的回归方程中。因此,利用鲁棒回归方法对深圳地区气温趋势进行拟合,能够较好地反映出气温时间序列中的线性联系。

5 结论

(1)1967—2005年深圳地区表现出明显的气候变暖现象,尤其是20世纪80年代中后期。分析表明,城市化、城市热岛效应对局地气温增暖有直接影

响,突出表现在对最低气温的趋势增暖影响,这与国内外许多研究学者的结论一致^[16,22]。

(2)利用地面观测和 R-2再分析两种不同气温资料,对近 30 a深圳的城市化影响分析表明,城市化进程能够导致气温日较差表现出显著的趋势降低,但 R-2再分析资料所得到的影响幅度更明显。

(3)回归效果的统计检验表明,利用鲁棒回归(M估计)对深圳地区气温趋势进行拟合,具有显著性,反映出气温时间序列存在一定程度的线性相关。

(4)研究表明,尽管 R-2再分析资料的分析结果仅作为参考值,但是其与实测资料反映出了一致的城市化气温增暖影响。因此,对于单个城市来说,城市化引起的局地气温增暖变化是相当显著的。

参考文献:

- [1] Kiffle B. Urban heat island and its feature in Addis Ababa: A case study[R]. Poland: University of Lodz, 2003.
- [2] Gallo K P, Taupley J D. The comparison of vegetation index and surface temperature composites for urban heat-island analysis[J]. *Int J Remote Sens*, 1996, 17(15): 3071-3076.
- [3] Gallo K P, Easterling D R, Peterson T C. The influence of land use/land cover on climatological values of the diurnal temperature range[J]. *J Climate*, 1996, 9(11): 2941-2944.
- [4] 王桂玲,蒋维楣,魏鸣. 城市热岛效应的卫星遥感分析[J]. *南京气象学院学报*, 2007, 30(3): 298-304.
- [5] 肖荣波,欧阳志云,李伟峰,等. 城市热岛时空特征及其影响因素[J]. *气象科学*, 2007, 27(2): 230-236.
- [6] 郑祚芳,刘伟东,王迎春. 北京地区城市热岛的时空分布特征[J]. *南京气象学院学报*, 2006, 29(5): 694-699.
- [7] 阮蔚琳,钱永甫,程永根. 无锡市气温变化特征和城市化的影响分析[J]. *气象科学*, 2006, 26(1): 66-73.
- [8] 林学椿,于淑秋. 北京地区气温的年代际变化和热岛效应[J]. *地球物理学报*, 2005, 48(1): 40-45.
- [9] 周雅清,任国玉. 华北地区地表气温观测中城镇化影响的检测和订正[J]. *气候与环境研究*, 2005, 10(4): 743-753.
- [10] Kalnay E, Cai M. Impact of urbanization and land-use change on climate[J]. *Nature*, 2003, 423(6939): 528-531.
- [11] 赵宗慈. 近 39 年中国的气温变化与城市化影响[J]. *气象*, 1991, 17(4): 14-17.
- [12] 李庆祥,刘小宁,张洪政,等. 定点观测气候序列的均一性研究[J]. *气象科技*, 2003, 31(1): 3-10.
- [13] Tuomenvirta H, Alexandersson H. Review on the methodology of the standard normal homogeneity test (SNHT) [R]. Budapest: Hungarian Meteorological Service, 1997.
- [14] 李庆祥,江志红,黄群,等. 长江三角洲地区降水资料的均一性检验与订正试验[J]. *应用气象学报*, 2008, 19(2): 219-226.
- [15] Li Q X, Zhang H Z, Liu X N, et al Urban heat island effect on annual mean temperature during the last 50 years in China[J]. *Theor Appl Climatol*, 2004, 79(3/4): 165-174.
- [16] Zhou L M, Dickinson R E, Tian Y H, et al Evidence for a significant urbanization effect on climate in China[J]. *Proc Natl Acad Sci*, 2004, 101(26): 9540-9544.
- [17] William S C. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots[J]. *J Am Stat A*, 1979, 74(368): 829-836.
- [18] 施能,王建新. 稳健回归的反复加权最小二乘迭代解法及其应用[J]. *应用气象学报*, 1992, 3(3): 353-358.
- [19] 陈希孺,王松桂. 近代回归分析——原理方法及应用[M]. 合肥:安徽教育出版社,1987.
- [20] Cross A M. Confidence intervals for bisquare regression estimates[J]. *J Am Stat A*, 1977, 72(358): 341-354.
- [21] Ren G Y, Chu Z Y, Chen Z H, et al Implications of temporal change in urban heat island intensity observed at Beijing and Wuhan stations[J]. *Geophys Res Lett*, 2007, 34, L05711, doi: 10.1029/2006GL027927.
- [22] Amfield A J. Review: Two decades of urban climate research: A review of turbulence, exchanges of energy and water, and the urban heat island[J]. *Int J Climatol*, 2003, 23(1): 1-26.
- [23] Kanamitsu M, Ebisuzaki W, Woollen J, et al NCEP-DOE AMIP-reanalysis(R-2) [J]. *Bull Amer Meteor Soc*, 2002, 83(11): 1631-1643.
- [24] 徐影,丁一汇,赵宗慈. 美国 NCEP/NCAR 近 50 年全球再分析资料在我国气候变化研究中可信度的初步分析[J]. *应用气象学报*, 2001, 12(3): 337-347.

(责任编辑:倪东鸿)