

文章编号: 1673-1719 (2006) 04-0188-05



影响北京城市增温的主要社会经济因子分析

Key Socio-economic Factors Contributing to Urban Warming in Beijing

郑 艳, 潘家华, 吴向阳

(中国社会科学院 可持续发展研究中心, 北京 100732)

摘 要: 应用计量经济学方法研究了城市增温的主要社会经济影响因子。结果表明: 20 世纪 70 年代以来, 北京城市化进程加快使得城市增温现象和城市热岛效应明显。其中, 城市化进程中的人口增长、社会经济发展、基础设施建设及能源消耗等都是影响城市增温的主要因素。此外, 分析还证明了采暖度日指数和制冷度日指数能够很好地应用于气候变化与社会经济研究领域。

关键词: 城市增温; 热岛效应; 格兰杰因果性检验; 协整分析

中图分类号: P463.3 **文献标识码:** A

引 言

20 世纪被认为是近千年来北半球增温最快的 100 a, 全球年平均气温上升了 0.4~0.8℃。针对全球许多城市和地区的普遍增温现象, 政府间气候变化专门委员会 (IPCC) 认为^[1], 过去 50 a 中观察到的大部分增暖现象都可以归咎于人类活动。对城市增温的研究主要考虑自然和人类活动的加剧这两

个影响因素, 然而, 城市增温和全球气候变化的影响机理并非完全相同。实际上, 人类在工业时代排放的大量温室气体是造成近 100 a 来全球变暖的主要因素, 而城市化则是造成城市增温和城市热岛效应的主要原因。本文采用计量经济学方法, 分析了造成城市增温和城市热岛效应的城市化影响因子, 从而为减缓热岛效应和改善城市人居环境提供相应的对策建议。

收稿日期: 2005-11-15; 修订日期: 2006-01-20

基金项目: 科技部社会公益类重点项目“气候变化对城市人居环境的影响评价与适应对策分析”(2003DIA6N017) 资助

作者简介: 郑艳 (1972-), 女, 博士, 主要从事可持续发展经济学的研究。E-mail: zhengyan_2005@yahoo.com.cn

1 城市增温、城市热岛与城市化

近年来,我国城市化进程加快,城市人口迅速增加,城市基础设施和住宅建设发展很快。与此同时,随着经济发展和居民收入水平的提高,生产和生活耗能也在不断增加,导致各种污染物和温室气体排放也随之增加。城市化因素使得我国许多城市和地区的增温现象和热岛效应较为显著^[2]。根据谢庄等^[3]的研究,北京近百年增温明显,1951—2003年的年平均气温增温率达 $0.35^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 。林学椿等^[4]研究表明,北京的城市热岛也呈现上升趋势,近20多年来北京热岛强度的增温率为 $0.23^{\circ}\text{C}/10\text{a}$,而城市中心区域的增温率为郊区的8倍。

根据对北京市年平均气温、年制冷度日指数(Cooling Degree Days,简称CDD)与北京城市化率的回归分析(图1),可以看出自20世纪70年代以来,北京城市化水平的提高与北京城市平均气温和制冷度日指数的变化都具有显著的(对数)线性相关关系。

从图1可以推断出,近30多年来,北京的城市化进程与北京城市增温现象之间可能具有某种因果关系。但是,由于在社会经济系统之中常常存在大量的虚假相关现象(spurious correlation),不能仅仅凭借这种表面的相关性就判定它们之间的因果关系。

我们将采用计量经济学方法对北京的城市化进程和城市增温现象做具体的分析,以判断在北京城市增温过程中,有哪些城市化因子是影响城市增温和城市热岛效应的重要因素。

2 数据搜集和指标选择

根据《北京统计年鉴》^[5]和《北京50年》^[6]中的北京市社会经济统计数据及北京城市气象研究所提供的气象资料,我们选取了1951—2003年的一组北京市社会经济因子与气候因子。为了方便后续分析并提高分析效果,对一些变量取了对数。在分析中采用的主要指标和变量如下:

(1) 城市化指标:人均GDP、固定资产投资占GDP比重、人均可支配收入、年底新建房屋面积、道路长度、城市化率、人口密度、能源消费总量、城市用电量、自来水公司年售水量、城市用水总量、煤气消费量、供热面积、年末树木总数等;

(2) 气候指标:年采暖度日指数(Heating Degree Days,简称HDD)、年制冷度日指数、1月份城乡温差、年平均气温、年平均最低温度等。

其中,年采暖度日指数和年制冷度日指数作为一种反映采暖或制冷强度的气候指标,经常用于分

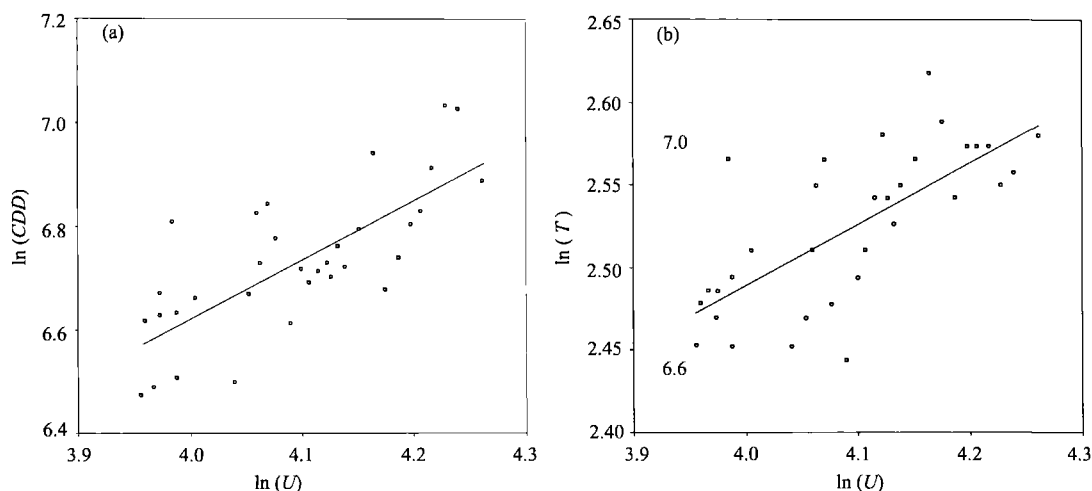


图1 北京城市增温与城市化率的回归曲线图(1970—2003年)(a)对数化的年制冷度日指数($\ln CDD$)和对数化城市化率($\ln U$)回归曲线;(b)对数化的年平均气温($\ln T$)与对数化城市化率($\ln U$)回归曲线

Fig. 1 Regression analysis between urban warming and urbanization in Beijing (1970—2003) (a) regression curve between $\ln CDD$ and $\ln U$ (natural logarithm urbanization rate), (b) regression curve between $\ln T$ and $\ln U$

析温度变化与能源需求之间的关系^[7]。本文采用的年制冷度日指数是指每年暖季(5-9月)日平均温度高于某一阈值(18℃)的日数之和;年采暖度日指数则是指每年冷季(10-4月)日平均温度低于某一特定阈值的日数总和^[8]。因此CDD和HDD是用于采暖和制冷所需能量的一个时间温度指数。最近30多年以来,北京的年采暖度日指数存在明显的下降趋势,年制冷度日指数则呈现上升趋势,这与北京城市增温的趋势是密切相关的。另外,由于北京冬季热岛效应最为显著,分析中所采用的1月份城乡温差为北京观象台1月平均气温减去密云气象站1月平均气温。

3 时间序列数据的平稳性检验

在判断变量之间是否具有因果关系或协整关系之前,应当先进行ADF稳定性检验(Augmented Dickey-Fuller Test,即增广迪基-富勒检验)。ADF检验的方法是根据 t 统计值判断,如果在序列无差分情况下的 t 统计值小于临界值,则序列无单位根,因此是稳定的 $I(0)$ 序列;如果序列差分一次后成为平稳序列,则该序列是含有一个单位根的不稳定的 $I(1)$ 过程,依次类推。经过ADF检验可知,前面选择的北京市的社会经济指标与气候因子都是一阶单整的 $I(1)$ 过程,各变量在5%的显著性水平下都小于ADF单位根检验的临界值水平(检验过程和结果从略)。

4 对城市增温和城市热岛的格兰杰因果性检验

1969年Granger提出了两个时序变量之间的因果关系分析方法,格兰杰因果性检验(Granger Causality Test)可以判断变量 X 是否是变量 Y 产生的原因,这一方法可以有效避免虚假回归现象。当我们在理论上认定一些变量之间具有某种因果联系的时候,格兰杰因果性检验能够增强我们对这种因果性的信心^[9]。设 $\{X_t\}$ 与 $\{Y_t\}$ 为两个随机的时间序列变量,先估计 Y 的当前值被其自身值所能解释的程度,然后引入序列 X 的滞后值,并验证此时是否

可以提高 Y 的被解释程度。如果可以,则称序列 X 是 Y 的格兰杰成因(Granger Cause),表示为 $X \rightarrow Y$,反之亦然。只有在稳定的变量间进行格兰杰因果性检验,其结果才可能是可靠的^[10]。

以年平均气温、年最低气温、HDD和CDD等作为北京城市增温的代理变量,以城乡冬季温差作为城市热岛强度的代理变量,分析城市增温和城市热岛的格兰杰成因。为了分析的需要,对变量采用了一阶差分或自然对数的形式,目的是使得各个变量都为平稳变量,这种数值变换并不会改变原变量之间的因果关系。

格兰杰因果性检验的结果如表1,在5%的置信概率下,可以得出:1)煤气消费量和道路长度是年平均气温的格兰杰成因;2)机动车拥有量、能源消费总量、供热面积及人均可支配收入是年平均最低气温的格兰杰成因;3)年售水量和年末树木总数是年制冷度日指数的格兰杰成因;4)机动车拥有量是年采暖度日指数的格兰杰成因;5)固定资产投资占GDP的比重是城乡温差的格兰杰成因。此外,分析还发现气候因子对能源消耗和水资源需求具有较为显著的影响,例如,年平均气温和城乡温差等因子是城市用电量、城市用水总量和能源消费总量的格兰杰成因。

5 社会经济因子与气候因子之间的协整分析

协整理论(co-integration)是近20a来最重要的计量经济学概念。在经济领域,许多宏观经济变量都是非平稳的,其线性组合常常也是非平稳的。只有当非平稳变量之间具有协整关系时,由这些变量建立的回归模型才有意义。在协整关系中,一些经济变量虽然是非平稳的,但是它们之间的某种线性组合却可能是平稳的,此时两个变量之间的线性离差(误差修正项ECM)是平稳的,所以协整性检验也是区别真实回归和虚假回归的有效方法^[10]。本文采用Engle-Granger两步法进行协整分析,为了节约篇幅,我们仅给出协整分析的部分结论。

在平稳性检验的基础上我们将社会经济变量分别与几个气候因子进行协整检验,得到了一些具有

表 1 格兰杰因果性检验结果
Table 1 Granger causality test results

原假设	样本数	滞后期/a	F 统计值	置信概率
煤气消费量 → 年平均气温	41	3	3.13244	0.03816
道路长度 → 年平均气温	46	4	3.79066	0.01110
机动车拥有量 → 年平均最低气温	15	2	11.2430	0.00276
能源消费总量 → 年平均最低气温	20	3	4.20434	0.02767
供热面积 → 年平均最低气温	31	3	3.17060	0.04259
人均可支配收入 → 年平均最低气温	23	3	3.67183	0.03471
年售水量 → 年制冷度日指数	49	3	3.06831	0.03809
年末树木总数 → 年制冷度日指数	50	2	5.16039	0.01773
机动车拥有量 → 年采暖度日指数	14	3	5.47473	0.02974
液化石油气消费量 → 年采暖度日指数	34	2	2.85175	0.04478
固定资产投资占 GDP 比重 → 城乡温差	28	1	8.73679	0.00671
年平均气温 → 城市用电量	49	4	3.53058	0.01470
年制冷度日指数 → 城市用水总量	16	1	5.49580	0.03560
城乡温差 → 能源消费总量	16	2	4.17575	0.04852

注: 置信概率小于 0.05 时可以接受原假设, 即在 95% 的置信水平上原假设成立

表 2 协整关系检验结果
Table 2 Co-integration test results

协整变量	协整方程的长期均衡关系 (误差修正项 ECM)	长期弹性	样本值	R ²	DW 值
CDD - 人口密度(X_1)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.83 \ln(X_1)_t - 1.46$	0.83	33	0.52	1.71
CDD - 城市化率(X_2)	$ECM_t = \ln CDD_t - 1.14 \ln(X_2)_t - 2.04$	1.14	33	0.56	1.89
CDD - 人均 GDP(X_3)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.13 \ln(X_3)_t - 5.78$	0.13	34	0.53	1.77
CDD - 年底新建房屋面积(X_4)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.12 \ln(X_4)_t - 5.95$	0.12	34	0.56	1.75
CDD - 道路长度(X_5)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.30 \ln(X_5)_t - 4.35$	0.30	31	0.48	1.81
CDD - 机动车拥有量(X_6)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.10 \ln(X_6)_t - 5.43$	0.10	21	0.58	1.61
CDD - 城市用电量(X_7)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.15 \ln(X_7)_t - 4.66$	0.15	34	0.55	1.82
CDD - 固定资产投资占 GDP 比重(X_8)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.19 \ln(X_8)_t - 6.09$	0.19	34	0.50	1.55
CDD - 供热面积(X_9)	$ECM_t = \ln CDD_t - 0.09 \ln(X_9)_t - 6.11$	0.09	33	0.52	1.95

协整关系的变量组合, 气候因子取年制冷度日指数作为代表, 结果如表 2 所示。

协整方程中的误差修正项 ECM (Error Correct Model) 反映的是变量之间的长期均衡关系 (表中省略了短期参数和短期调整方程)。其中, 长期参数反映的是气候变量和社会经济变量的长期变动关系。

以上各协整方程的回归系数和回归方程的显著性检验 (t 统计量和 F 统计量) 都在 1% 或 5% 的显著水平上满足模型设定要求 (从略), 样本值、拟合优度 (R^2) 和 DW 自相关检验 (Durbin-Watson statistic) 的临界值都列在表 2 中, 各项都通过了检验。因此, 以上社会经济变量与气候因子都具有长期稳定的变动

关系。例如,城市化率与年制冷度日指数就是一对协整变量,1970—2003年,城市化率每增加1%,北京市每年的制冷度日指数会相应增加1.14%(约为16℃的CDD)。

6 结 论

根据对气候因子与城市化因子之间的格兰杰因果性检验和协整检验结果可知,城市化进程中的人口增长、社会经济发展、基础设施建设及能源消耗等都是影响城市增温的主要因素,这与许多相关研究的结论是一致的。主要分析结论如下:

(1) 北京市供热面积的增长与采暖度日指数等气候因子有着较好的协整关系,表明北京冷季燃煤取暖是造成城市增温和冬季热岛效应显著的一个重要因素。

(2) 道路建设和机动车数量的增长从两个方面会导致城市增温和热岛效应,一是道路等基础设施改变了城市下垫面的性质;二是机动车的污染和温室气体排放。

(3) 固定资产投资、城市基础设施和房屋建筑面积的增长与城市增温紧密相关。城市建设不但极大地改变了城市下垫面,也增加了城市地表面的粗糙度,从而影响到城市通风状况及热量扩散,因此对城市增温和城市热岛也具有非常显著的影响。

(4) 人均GDP和人均可支配收入的增长与城市增温之间的因果关系可以解释为,随着城市化进程和经济发展水平的提高,全社会对能源具有更多的需求,从而间接影响到城市增温现象。

(5) 城市植被是城市气候的重要影响因子,近几年城市绿化率的增加虽然改善了局部区域的热岛强度,但是还不足以抵消城市化对北京地区增温的影响。

(6) 在格兰杰因果性检验和协整关系检验中,许多社会经济因子与HDD和CDD之间的因果关系都比较显著,说明度日指数可以很好地应用于气候变化与社会经济研究领域。

(7) 1970—2003年期间的样本较1951—2003年的样本拟合效果更好,这说明20世纪70年代以后北京城市化进程进入快速发展阶段,由于人口增长、土地利用变化和能源消耗等因素,使得北京城市增温明显。

(8) 此外,通过格兰杰因果性分析还证实了城市增温对城市能源消耗和水资源消费的显著影响,这进一步验证了分析结果与理论和经验的一致性。■

致谢:文中所需的部分数据和资料由北京城市气象研究所谢庄教授和刘伟东博士提供,计量分析得到了中国社会科学院曹永福副研究员等人的帮助,特此致谢。

参考文献

- [1] IPCC. Climate Change 2001: The Scientific Basis [M]. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2001.
- [2] Zhou Liming, Robert E D, Tian Yuhong, et al. Evidence for a significant urbanization effect on climate in China [J]. PNAS, 2004, 101 (26): 9540-9544. www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.0400357101.
- [3] Xie Zhuang. Characteristics of climate change in temperature, cloud and sunshine duration in Beijing [C]// Proceedings of the International Symposium on Arid Climate Change and Sustainable Development. Lanzhou: Gansu Province Meteorological Bureau, 2005: 133.
- [4] 林学椿, 于淑秋, 唐国利. 北京城市化进程与热岛强度关系的研究 [J]. 自然科学进展, 2005, 15 (7): 882-886.
- [5] 北京市统计局. 北京统计年鉴: 1980—2004 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1980—2004.
- [6] 北京市统计局. 北京 50 年 [M]. 北京: 北京电子出版社出版中心, 2000.
- [7] 袁顺全, 千怀遂. 气候对能源消费影响的测度指标及计算方法 [J]. 资源科学, 2004, 26 (6): 125-130.
- [8] 谢庄, 虞海燕, 于丽萍, 等. 北京地区供暖度日指数和降温度日指数的变化特征 [J]. 应用气象学报, 2006, 17: 待刊.
- [9] 曹永福. 格兰杰因果性检验评述 [J]. 世界经济统计研究, 2005, (2): 16-21. http://www.iwep.org.cn/pdf/2005/glj.pdf.
- [10] 张晓峒. 计量经济学基础 [M]. 天津: 南开大学出版社, 2001: 1-389.