

张海东, 孙照渤, 郑艳, 等. 温度变化对南京城市电力负荷的影响 [J]. 大气科学学报, 2009, 32 (4): 536-542

温度变化对南京城市电力负荷的影响

张海东^{1,2}, 孙照渤¹, 郑艳³, 张昕璇⁴, 于波⁵

(1. 南京信息工程大学 气象灾害省部共建教育部重点实验室, 江苏 南京 210044;
2. 中国气象局, 北京 100081; 3. 中国社会科学院, 北京 100732;
4. 中国气象局 华风影视集团, 北京 100081; 5. 江苏省气象局, 江苏 南京 210008)

摘要:应用计量经济学中格兰杰因果关系检验方法, 分析了温度变化对中国南京城市用电量和电力负荷的影响, 认为南京日平均温度与日最大电力负荷、日用电量之间存在着较显著的相关性。气温变化对日最大电力负荷和日用电量具有不同的季节性和周期性影响, 气温对用电量的短期影响最显著, 对电力负荷的影响更具明显的季节性特征。通过不同月份电力负荷对气温变化敏感性的分析, 进一步揭示了南京市气温变化与电力消费之间的季节变动特征, 有利于气象与能源部门共同应对未来气候变化带来的城市能源问题。

关键词:气候影响评估; 格兰杰因果关系检验; 敏感性分析

中图分类号: P49 **文献标识码:** A **文章编号:** 1674-7097 (2009) 04-0536-07

Impact of Temperature Change on Urban Electric Power Load in Nanjing

ZHANG Hai-dong^{1,2}, SUN Zhao-bo¹, ZHEN Yan³, ZHANG Xin-xuan⁴, YU Bo⁵

(1. Key Laboratory of Meteorological Disaster of Ministry of Education, NU IST, Nanjing 210044, China;
2. China Meteorological Administration, Beijing 100081, China; 3. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;
4. Huafeng Group of Meteorological Audio & Video Information, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China;
5. Jiangsu Meteorological Bureau, Nanjing 210008, China)

Abstract: Granger Causality Test can effectively avoid the false correlation phenomena in common correlation analyses. This paper employs Granger Causality Test to analyze the impact of temperature change on urban electricity consumption (EC) and power load (PL) in Nanjing, China. Results show that there exists an obvious relationship between daily mean temperature and daily maximum PL, and daily EC in Nanjing. Temperature change has seasonal and periodical impact on PL and EC, respectively. Impact of temperature on EC is more obvious in short period, and the impact on PL has more significant seasonal character. Sensitivity analysis of PL on temperature change in different months reveals the seasonal relation between temperature change and EC in Nanjing, which is beneficial for meteorological department and energy department working together to face the urban energy issue brought by future climate change.

Key words: climate impact assessment; Granger Causality Test; sensitivity analysis

0 引言

随着气候变化和热岛效应对城市增温带来的显

著影响, 对于气候影响评估的实证研究也逐渐增多。现有研究采用的方法主要包括: 统计学方法、神经网络方法、模糊理论法、小波分析法、专家系统法、支持

收稿日期: 2008-03-18; 改回日期: 2008-09-12

基金项目: 2007 国家软科学研究计划项目 (2007GXSB050); 气象灾害省部共建教育部重点实验室 (南京信息工程大学) 开放课题 (KLME0806); 2008 年度城市气象科学研究基金项目; 2007 年度中国气象局气候变化专项 (CCSF2007-43)

作者简介: 张海东 (1972—), 男, 内蒙古丰镇人, 博士, 高级工程师, 研究方向为气候变化、气象灾害对经济社会发展的影响评估, zhanghd@ema.gov.cn

向量机、灰色相关、线性回归分析等^[1-4]。本文拟采用最新的计量经济学方法探讨气候与气温变化对于城市电力需求带来的长期影响。

气温是影响电力需求的最显著变量之一。国外开展了许多相关研究;我国的一些实证研究发现了上海、武汉、北京、福州等许多城市的用电量与气象条件之间的相关性^[5-10]。目前国内的相关研究主要关注于气温与负荷的短期预测^[11-12],以计量经济学方法对气温与能源相关性进行深入分析的文章并不多^[13-14]。近年来,有研究者基于计量经济学的最新进展,利用协整分析等方法对于全国或个别城市进行气温与能源方面的实证研究。如,梅鸳仙^[15]利用协整理论,根据 1985—2005 年浙江省电力消费与 GDP 数据,用误差修正模型来拟合电力消费与 GDP 之间的关系,发现拟合效果及其稳定性都很好,并且预测精度也较高;郑艳等^[16]利用协整分析证明了北京年平均气温和城市用电量之间具有长期的变动关系。近年来,南京受城市化的影响,能源需求快速增长,在全球气候变暖的影响下,未来城市用电量将继续增长,面临更加严峻的电力供需矛盾^[17-18]。本文采用格兰杰因果关系检验分析了气温与电力需求的相关性,从方法上避免常规分析中可能出现的虚假相关现象,提高气候影响评估方法的有效性;通过气温与电力负荷的敏感性分析,深入揭示了气温变化对于社会经济和能源需求的季节性影响特征,从而为应对未来气候变化对能源的影响提供科学支持。此外,现有研究多采用年度序列分析,本文则采用了较长的时间序列(2001—2006 年)进行逐日数据的分析,数据数量和质量的提高能够增强分析的有效性。

1 研究方法

1.1 资料来源

本文所采用的气象资料来自中国气象局气象信息中心南京市 2001—2006 年的日最高温度、最低温度、极端最高温度、极端最低温度等。能源资料来自南京市电力部门、《江苏省统计年鉴》及《我国统计年鉴》中获得能源消费方面的数据,包括逐年能源消费总量、用电量和煤炭消耗量等。

1.2 分析和评价方法

气候影响评估可以根据有关资料进行定性评估,也可通过数学模型进行定量评估^[19]。目前比较新的有 4 种评价方法,即格兰杰因果关系分析方法、协整理论分析方法、支持向量机分析方法、最优子集

回归方法。本文采用格兰杰因果关系检验^[20]等计量经济学方法进行分析。

格兰杰因果关系检验方法可以推断两个时序变量之间的因果关系,通过分析一个变量 X 是否能够预测另一个变量 Y,则可以判断变量 X 是否是导致 Y 的原因。由于在非平稳变量之间常常存在着虚假的因果关系,因此,必须对非平稳的经济变量进行格兰杰因果关系检验^[20]。两个变量 X 与 Y 高度相关,并不能说明 X 与 Y 之间一定存在因果关系,也可能有别的因素存在,使 X 与 Y 之间显示出协同变化趋势。因此须对相关变量进行因果关系检验。Granger 于 1969 年提出两个时序变量之间的格兰杰因果关系检验方法^[21]。格兰杰表述定理(Granger Representation Theorem)指出,如果两个变量之间存在协整关系,那么一定可以用误差校正模型来表示。设 $\{x_t\}$ 与 $\{y_t\}$ 为两个随机时间序列,格兰杰检验可以判断变量 X 是否能预测变量 Y,若不能,则认为 X 不能导致 Y,反之亦然。检验方法是判断 F 统计量的临界值是否大于 F 分布的标准值,若临界值概率小于 0.05,则 X 不能导致 Y 的零假设不成立,即 X 能导致 Y,表示为 $X \rightarrow Y$ 。此外,因果关系的检验还取决于检验的数列是否协整,若一对序列保持协整,则两者之间必然存在因果关系,以保持这种必要的动态均衡。

2 温度对电力需求的影响分析

2.1 分析数据

2.1.1 日平均温度

由 2000—2006 年南京市逐日平均温度变化(图 1)可见,2000—2006 年南京市平均温度变化呈明显的季节性特征,平均气温为 16.616℃,最大值为 34.20℃,最小值为 -4.50℃。

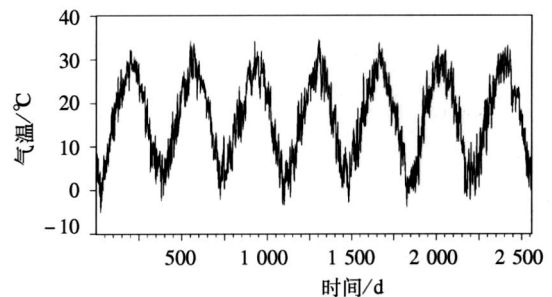


图 1 2000—2006 年南京市逐日平均气温变化

Fig 1 Daily mean temperature in Nanjing during 2000—2006

2.1.2 电力负荷

由 2000—2006 年南京市逐日最高电力负荷变化 (图 2) 可知,南京市逐日最高电力负荷呈现出显著的上升趋势,同时也表现出明显的季节变动特征。个别电力负荷异常点是电力检修等情况所致。

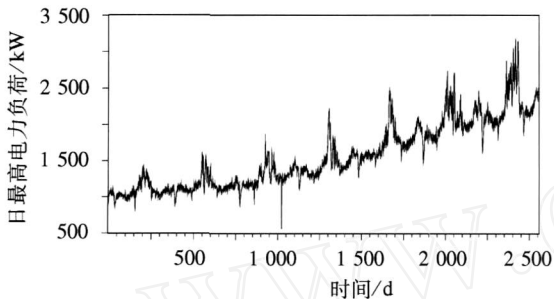


图 2 2000—2006 年南京市逐日最高电力负荷变化

Fig 2 Daily maximum power load in Nanjing during 2000—2006

2.1.3 电力消费量

由 2000—2006 年南京市逐日电力消费总量变化 (图 3) 可见,用电量曲线表现出非常规律的季节性特征和逐年上升的趋势,平均用电量为 4 881.87 万 $\text{kW} \cdot \text{h}$ 。

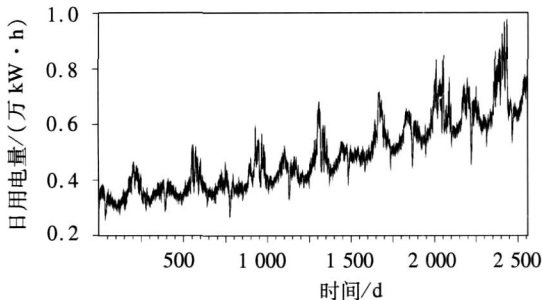


图 3 2000—2006 年南京市逐日用电量变化

Fig 3 Daily electricity consumption in Nanjing during 2000—2006

2.2 基本变量的平稳性检验

通过简单的相关性检验,日平均气温与日最高电力负荷、日用电量的相关系数分别为 0.19 和 0.18,表现为一种低度相关。然而仅靠相关分析还不能判断电力消费与气温之间是否存在着同时变动的趋势,也不能证明二者是否存在着某种因果关系。必须排除虚假回归,即两个变量不存在虚假的相关性。首先进行平稳性检验,只有在变量属于平稳序列之后,才可对变量进行格兰杰因果关系检验。经过对 2001—2006 年逐日温度、电力负荷、用电量进行 ADF 单位根检验 (单位根检验是为了判断时间序列是否平稳的一种分析方法,此处不多阐述) 可

知,在一阶差分之后 3 个变量在 0.01 的显著性水平下都小于 ADF 单位根检验的临界值水平,说明 3 个变量都能够在一阶差分后成为平稳序列。由表 1 可知,南京市日平均气温、日最高电力负荷、日用电量的零阶差分没有通过显著性检验,说明 3 个变量是不平稳变量,而其一阶差分都在 0.01 的显著性水平上通过了 ADF 检验。3 个变量经过一阶差分后时间序列曲线表现平稳,可进行格兰杰因果关系分析。表 1 2001—2006 年南京市逐日平均温度、日最高电力负荷、日用电量的平稳性检验

Table 1 Stationarity tests of daily mean temperature (MT), daily maximum power load (PL) and daily electricity consumption (EC) in Nanjing

变量	0阶差分	一阶差分
MT (日平均气温)	-1.879 127	-30.838 92
PL (日最高电力负荷)	-0.318 620	-28.004 15
EC (日用电量)	-0.470 795	-29.877 79

注:如差分低于显著性水平,则说明在差分后不能成为平稳序列;显著水平越小则差分效果越好;0.01、0.05、0.1 的显著性水平对应的临界值分别为 -2.566 6、-1.939 5、-1.615 7。

2.3 温度与电力需求的格兰杰因果关系分析

选取日平均气温、日用电量、日最高电力负荷 3 个变量进行格兰杰因果关系检验,采取从 1~30 不同的滞后期数以揭示这些变量之间相互影响的时期特征。检验结果见表 2 和表 3。

2.3.1 日平均气温与日用电量的格兰杰因果关系检验

检验结果表明,在滞后期为 2~30 时,除个别统计值 (如滞后期为 10 时) 外多数通过 95% 的置信水平检验,气温是用电量的格兰杰原因,即气温变化能够造成用电量的变动。在滞后期超过 30 时,气温对用电量的影响渐不显著,即气温对于用电量的影响在 1 个月之内表现出较为明显的影响,超过 1 个月则这种关联性会日渐减小,在滞后期为 40 以上时,置信概率小于 90% 的检验要求。此外,检验结果不支持用电量是气温变化的格兰杰原因。这与经验判断是一致的。

2.3.2 日平均气温与日最高电力负荷的格兰杰因果关系检验

利用计量软件对 2001—2006 年南京市逐日的平均气温与日最高电力负荷 (差分变量) 进行了格兰杰因果关系检验 (表 3)。

分析可见,当概率小于 0.05 时,在滞后 10 期之

表 2 日平均气温与日电量的格兰杰因果关系检验

Table 2 Granger Causality Test of daily mean temperature and daily electricity consumption

虚拟假设	观测值	滞后期数	F 统计值	概率
日平均气温 日用电量	2 554	2	4.903 14	0.007 49
日用电量 日平均气温	2 554	2	2.293 82	0.101 09
日平均气温 日用电量	2 553	3	3.848 86	0.009 21
日用电量 日平均气温	2 553	3	1.460 15	0.223 48
日平均气温 日用电量	2 552	4	2.839 05	0.023 04
日用电量 日平均气温	2 552	4	1.028 60	0.390 97
日平均气温 日用电量	2 551	5	2.180 75	0.053 67
日用电量 日平均气温	2 551	5	0.770 69	0.570 80
日平均气温 日用电量	2 546	10	1.571 25	0.108 90
日用电量 日平均气温	2 546	10	0.510 44	0.883 90
日平均气温 日用电量	2 541	15	1.967 63	0.014 20
日用电量 日平均气温	2 541	15	0.501 84	0.941 04
日平均气温 日用电量	2 536	20	1.674 59	0.030 57
日用电量 日平均气温	2 536	20	0.687 09	0.842 78
日平均气温 日用电量	2 531	25	1.629 04	0.025 39
日用电量 日平均气温	2 531	25	0.681 00	0.880 14
日平均气温 日用电量	2 526	30	1.466 69	0.049 11
日用电量 日平均气温	2 526	30	0.665 57	0.916 56
日平均气温 日用电量	2 516	40	1.275 39	0.116 22
日用电量 日平均气温	2 516	40	0.620 73	0.970 50

注:“日平均气温 日用电量”表示日平均气温是日电量的格兰杰原因,“日用电量 日平均气温”表示日用电量是日平均气温的格兰杰原因;概率小于 0.05 表示在 95% 置信水平上通过格兰杰检验;为了节约篇幅,表中略去了一些检验结果。

表 3 日平均气温与日最高电力负荷的格兰杰因果关系检验

Table 3 Granger Causality Test of daily mean temperature and daily maximum power load

虚拟假设	观测值	滞后期数	F 统计值	概率
日平均气温 日最高电力负荷	2 554	2	21.893 8	3.7×10^{-10}
日最高电力负荷 日平均气温	2 554	2	5.278 58	0.005 16
日平均气温 日最高电力负荷	2 553	3	14.592 1	2.0×10^{-9}
日最高电力负荷 日平均气温	2 553	3	4.236 07	0.005 38
日平均气温 日最高电力负荷	2 552	4	11.595 7	2.5×10^{-9}
日最高电力负荷 日平均气温	2 552	4	3.647 64	0.005 72
日平均气温 日最高电力负荷	2 551	5	6.191 47	2.1×10^{-9}
日最高电力负荷 日平均气温	2 551	5	2.472 03	0.006 07
日平均气温 日最高电力负荷	2 546	10	4.401 73	3.0×10^{-8}
日最高电力负荷 日平均气温	2 546	10	1.617 48	0.061 64
日平均气温 日最高电力负荷	2 541	15	3.547 14	1.7×10^{-7}
日最高电力负荷 日平均气温	2 541	15	1.338 21	0.143 40
日平均气温 日最高电力负荷	2 536	20	2.974 27	1.1×10^{-6}
日最高电力负荷 日平均气温	2 536	20	1.222 48	0.205 55

续表

Table 3 (continued)

虚拟假设	观测值	滞后期数	F 统计值	概率
日平均气温 日最高电力负荷	2 531	25	2.587 19	5.5×10^{-6}
日最高电力负荷 日平均气温	2 531	25	1.153 52	0.259 02
日平均气温 日最高电力负荷	2 526	30	2.248 45	4.1×10^{-5}
日最高电力负荷 日平均气温	2 526	30	1.191 04	0.204 93
日平均气温 日最高电力负荷	2 516	40	2.092 85	7.8×10^{-5}
日最高电力负荷 日平均气温	2 516	40	1.210 50	0.172 13

注：“日平均气温 日最高电力负荷”表示日平均气温是日最高电力负荷的格兰杰原因，“日最高电力负荷 日平均气温”表示日最高电力负荷是日平均气温的格兰杰原因。

内,日平均气温与日最高电力负荷互为格兰杰因果关系,即二者可以相互预测;滞后 10~40 期间,日平均气温仍然表现为是日最高电力负荷的格兰杰原因,但反之则不然。这说明,本质上,气温还是造成电力负荷增加的驱动因素,而非相反。二者短期的相互因果关系只反映为一种统计相关性。检验结果表明,最高电力负荷既会受到气温的短期变动(逐日)影响,也受到较长时期(周、月、季节)的气温影响。这一点也与实际情况相符。

为了揭示气温与电力需求之间在不同时期的影响关系,下面将选择气温与负荷进行敏感性分析,来量化这种变动关系。

2.4 南京市日均气温与日最高电力负荷的敏感性分析

2.4.1 散点图分析

由南京市日平均温度与日最高电力负荷的散点分布(图 4)可见,两组变量经过差分后成为稳定变

量,反映在图形中呈现一条纺锤形的密集散点图,表现出很好的相关性和规律性。

2.4.2 南京气温与电力负荷的敏感性分析

为了揭示日平均气温对日最高电力负荷在不同时期的具体影响,利用 2001—2006 年逐日数据,采用面板数据分析方法建立了 GLS(广义最小二乘)回归分析模型进行了这两个变量的敏感性分析,简化的分析结果如表 4 所示。

上述分析通过了各项检验,拟合优度达到了 95% 以上,分析效果很好。方程意义是,除了 1—2 月、6 月、11—12 月之外,其余各月的日平均气温与当日最高电力负荷之间都表现出显著的相关性(置信水平均在 90% 以上)。

分析说明南京在冬季的电力负荷与气温之间的关系不如夏季显著。为了进一步分析不同季节气温对最高电力负荷的影响,重新选取 6—9 月的暖季数据进行单独的分析,得到夏季各月的回归方程如下:

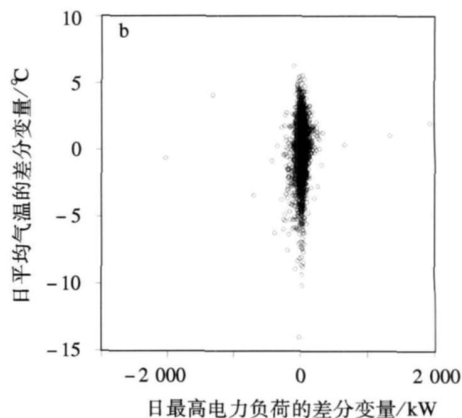
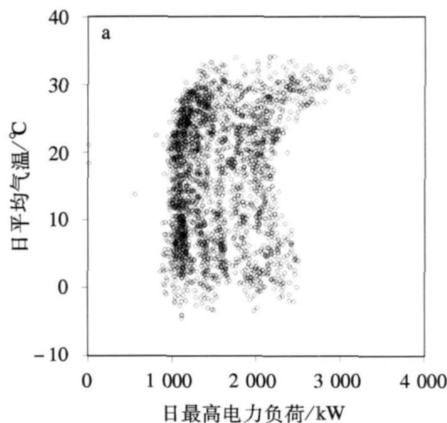


图 4 南京市日平均温度与日最高电力负荷的散点图 a 日平均气温与日最高电力负荷之间的关系; b 两个变量差分之后的关系

Fig 4 Scatter diagrams of (a) daily mean temperature (M T) and daily maximum power load (PL), and (b) difference M T and difference PL in Nanjing

表 4 日平均气温与日最高电力负荷的 GLS 回归分析模型

Table 4 GLS regression analysis model of daily mean temperature and daily maximum power load

月份	常数项	系数	T值	概率
1月	83.872 58	- 0.378 161	- 1.458 246	0.144 9
2月	52.575 30	- 0.335 614	- 1.326 584	0.184 8
3月	148.469 5	- 0.692 631	- 3.567 589	0.000 4
4月	- 10.532 66	0.279 857	1.838 292	0.066 1
5月	- 40.340 05	0.300 462	1.874 888	0.060 9
6月	139.883 3	- 0.034 938	- 0.066 236	0.947 2
7月	- 546.587 2	2.286 869	4.670 236	0
8月	- 880.385 5	4.081 253	7.463 359	0
9月	- 453.552 6	2.490 965	5.348 738	0
10月	- 33.914 75	0.367 871	2.350 728	0.018 8
11月	17.290 71	0.0135 32	0.095 987	0.923 5
12月	53.069 54	- 0.258 030	- 1.397 196	0.162 5

6月: $L_6 = 139.88 - 0.035T_6 + 0.955L_6(-1)$;

7月: $L_7 = -546.59 + 2.287T_7 + 0.963L_7(-1)$;

8月: $L_8 = -880.39 + 4.081T_8 + 0.914L_8(-1)$;

9月: $L_9 = -453.55 + 2.491T_9 + 0.946L_9(-1)$ 。

式中: L_6 、 L_7 、 L_8 和 L_9 分别表示 6—9 月的日最高电力负荷; T_6 代表 6 月日平均气温; $L_6(-1)$ 代表前一日最高电力负荷。

分析结果显示,除了 6 月的方程之外,其余 7—9 月的方程主要变量都通过了各项检验,分析效果非常显著。可见,南京市 7—9 月气温变化对电力负荷的影响较为显著,其中,7—9 月日平均气温每增加 0.1,该月平均日最高电力负荷分别会相应增长 2.3 万 kW、4.1 万 kW、2.5 万 kW。

3 小结

(1) 格兰杰因果关系检验表明,南京市逐日平均温度与日用电量、日最高电力负荷之间都存在着较为显著的相关性,日平均气温变量能够用来预测日用电量和日最高电力负荷的变化。格兰杰因果关系分析还发现气温变化与电力需求和最高电力负荷之间存在某种周期性影响变动特征。

(2) 采用敏感性分析,得出了南京市全年各月份及暖季的日平均气温与日最高电力负荷的敏感性系数。实证分析支持了气温变化对电力需求具有季节性影响差异,证明了南京夏季(7—9 月)的气温变化对于电力负荷的影响较全年更为明显,尤其以 8 月最为显著。

(3) 本文分析既进一步支持了经验数据,也揭示出其中蕴涵的政策含义,即在气候变化和城市热岛效应的共同影响下,面对城市日益紧缺的能源供给及日益增长的对能源的生产和生活需求,迫切需要气象部门提供更为准确及时的信息。同时,能源部门要与气象部门合作,科学应对气候变化对城市用电需求的影响,并通过制定相关政策来保障城市能源安全。

参考文献:

- [1] 殷永元,王桂新. 全球气候变化评估及其应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2004.
- [2] 张文哲,陈刚. 电力市场下负荷预测综述 [J]. 渝西学院学报: 自然科学版, 2003, 2(3): 71-74.
- [3] Lotufo A D P, M inussi C R. Electric power systems load forecasting: A survey [C] // Electric Power Engineering, 1999: PowerTech Budapest 99: International Conference on Budapest, Hungary, 1999: 467-476.
- [4] Covey T, Bessler D A. Testing for Granger's full causality [J]. Review of Economics and Statistics, 1992, 71(1): 146-153.
- [5] 张小玲,王迎春. 北京夏季用电量与气象条件的关系及预报 [J]. 气象, 2003, 28(2): 17-20.
- [6] 黄朝迎. 北京地区 1997 年夏季高温及其对供电系统的影响 [J]. 气象, 1999, 25(1): 20-24.
- [7] 张立祥,陈力强,王明华. 城市供电量与气象条件的关系 [J]. 气象, 2000, 26(7): 27-31.
- [8] 林扬宇. 居民负荷与夏季气温的关系 [J]. 华东电力, 2005, 33(4): 49-51.
- [9] 吴先华,马俊亮,郭际. 十一五期间江苏省全社会用电量的统计预测 [J]. 华东电力, 2006, 34(10): 13-17.

- [10] 张海东,孙照渤. 气候变化对我国取暖和降温耗能的影响及优化研究 [M]. 北京:气象出版社, 2008.
- [11] 宋人杰,潘智勇,王震宇. 基于模糊逻辑与神经网络的短期负荷预测 [J]. 华北电力技术, 2007(12): 17-21.
- [12] 赵宇红,肖金凤,陈文光. 改进 Pi-signa 神经网络及其算法在短期负荷预测中的应用 [J]. 测控技术, 2006, 25(9): 70-74.
- [13] 陈春琴. 数理统计分析在电力企业负荷预测中的应用 [J]. 华东电力, 2006, 34(5): 63-65.
- [14] 吴向阳,张海东. 温度对电力负荷影响的计量经济分析 [J]. 应用气象学报, 2008, 19(5): 531-538.
- [15] 梅鸳仙. 电力消费和经济增长的协整与误差修正模型分析 [J]. 当代经济, 2007, 4(3): 37-40.
- [16] 郑艳,潘家华,吴向阳. 影响北京城市增温的主要社会经济因子分析 [J]. 气候变化研究进展, 2006, 2(4): 188-192.
- [17] 程瑜,张粒子. 销售电价与用电需求的协整建模分析 [J]. 中国电机工程学报, 2006, 26(7): 118-122.
- [18] 李翔,高山,陈昊. 基于变结构协整理论的中长期电力负荷预测模型 [J]. 电网技术, 2005, 31(9): 48-52.
- [19] 吴先华,郭际. 江苏省电力消费量的影响因素及预测 [J]. 统计与信息论坛, 2006, 26(6): 76-81.
- [20] 曹永福. 格兰杰因果性检验评述 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 23(1): 155-160.
- [21] Granger C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. *Econometrica*, 1969, 37(3): 424-438.

(责任编辑:倪东鸿)