

分类号: P4

单位代码: 10300

密 级:

学 号: 2009205222

南京信息工程大学

硕士学位论文



东北地区冬季气温变化及其异常的影响因素分析

Influence Factors of Winter Temperature Variability and Its Anomaly in Northeast China

申请人姓名: 沈志超

指导教师: 任国玉 研究员

专业名称: 气候系统与全球变化

研究方向: 短期气候预测与气候变化

所在学院: 大气科学学院

二〇一二年五月

分类号： P4

单位代码： 10300

密 级： _____

学 号： 2009205222

东北地区冬季气温变化及其异常的影响因素 分析

(南京信息工程大学理学硕士学位论文)

培 养 单 位： 南京信息工程大学

专 业： 气候系统与全球变化

申 请 人： 沈志超

指 导 教 师： 任国玉 研究员

二〇一二年五月

**Influence Factors of Winter Temperature Variability and Its
Anomaly in Northeast China**

Dissertation Submitted to

**NanJing University of Information
Science & Technology**

in partial fulfillment of the requirements

for the degree of

Master of Natural Science

by

Shen Zhi-chao

(Climate System and Global Change)

Dissertation Supervisor: Prof. Ren Guo-yu

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。本论文除了文中特别加以标注和致谢的内容外，不包含其他人或其他机构已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得南京信息工程大学或其他教育机构的学位或证书而使用过的材料。其他同志对本研究所做的贡献均已在论文中作了声明并表示谢意。

学位论文作者签名：_____ 签字日期：_____

关于论文使用授权的说明

南京信息工程大学、国家图书馆、中国学术期刊（光盘版）杂志社、中国科学技术信息研究所的《中国学位论文全文数据库》有权保留本人所送交学位论文的复印件和电子文档，可以采用影印、缩印或其他复制手段保存论文，并通过网络向社会提供信息服务。本人电子文档的内容和纸质论文的内容相一致。除在保密期内的保密论文外，允许论文被查阅和借阅，可以公布（包括刊登）论文的全部或部分内容。论文的公布（包括刊登）授权南京信息工程大学研究生部办理。

公开 保密（_____年 _____月）（保密的学位论文在解密后应遵守此协议）

学位论文作者签名：_____ 签字日期：_____

指导教师签名：_____ 签字日期：_____

目 录

摘要.....	IV
Abstract	VI
第一章 绪论	1
1.1 引言.....	1
1.2 国内外研究进展.....	2
1.3 本文研究的特色.....	4
第二章 资料和方法	6
2.1. 资料.....	6
2.2. 分析方法.....	6
旋转经验正交分解(REOF).....	6
聚类分析 Pearson 相关系数方法.....	10
曼-肯德尔(Mann-Kendall)方法.....	11
网格面积加权法.....	11
相关系数及显著性 T 检验.....	12
多元回归及 F 检验.....	12
第三章 冬季平均气温的变化特征	14
3.1 代表站的选取.....	14
3.2 气温异常的季节差异.....	15
3.3 时间变化特征.....	16
3.4 空间分布特征.....	17
3.5 冷、暖冬年的划分及变化.....	22
3.6 本章小结.....	24
第四章 冬季极端气温变化及其与城市化影响的关系	25
4.1 极端气温指数.....	25
4.2 极端气温的变化.....	26
4.3 城市化对极端气温变化的影响.....	30
4.4 本章小结.....	35

第五章 冬季气温与环流指数的关系.....	36
5.1 与同期环流指数关系.....	36
5.2 与前期环流指数关系.....	37
5.3 冷、暖冬年同期环流异常特征和成因分析.....	38
5.4 本章小结.....	40
第六章 基于大气环流指数的东北冬季气温统计预测方法.....	42
6.1 统计预测模型.....	42
6.2 统计模型检验.....	43
6.3 独立样本检验.....	45
6.4 本章小结.....	47
第七章 结论.....	48
参考文献.....	50
致 谢.....	55

摘要

利用中国东北地区 90 站 1957-2010 年逐日气温资料、74 项环流指数和 NCAR/NCEP 再分析资料等,分析了东北冬季平均气温与极端气温事件的变化及受城市化的影响,与主要环流指数的关系等,探讨造成这种变化的局地人类活动影响和环流影响因子,并选取关键因子建立了预测模型。主要结论如下:

(1) 1957-2010 年东北冬季增温明显,平均上升速率达到 $0.45^{\circ}\text{C}/10\text{a}$,北部增温更快。冬季增温主要是从 20 世纪 80 年代中期开始的,1980 年代中期以前,气温在较小的范围内上下波动,而从 80 年代中期开始,气温呈不断上升趋势。冷冬年集中发生在 20 世纪 60-70 年代,暖冬年集中发生在 90 年代以后,且暖冬年发生强度和频率有显著增加趋势,冷冬年发生强度和频率则显著减小。

(2) 根据冬季平均气温距平 REOF 分解的前 3 个载荷向量的空间分布,将东北地区划分为分别以辽宁西南和黑龙江北部为中心的两个气候区。东北南、北两区的冷、暖冬年出现的时间有较大的不同,在 1957~2010 年间两者共同的冷冬年只有 3 年,暖冬年有 7 年。

(3) 采用 6 个极端气温指数,分析逐站极端气温指数时间序列及线性趋势,并对趋势的统计显著性进行检验,结果表明:东北地区暖夜日数、暖昼日数明显增加;冷夜日数、冷昼日数、冷日持续指数均呈显著减少趋势;日较差在逐年减小,北区变化更大。其中冷夜日数减少最明显,北区以 $3.3\text{d}/10\text{a}$ 的速率下降,南区减少速率为 $1.9\text{d}/10\text{a}$,区域平均以 $2.4\text{d}/10\text{a}$ 的速率下降。各站及区域平均冷夜日数的变化趋势均通过 0.001 水平的显著性检验。

(4) 通过比较分析东北各站与乡村站的气温变化趋势表明:城市化对各种极端气温指数序列的趋势变化具有明显的影响。城市化对冷指数的影响比暖指数的影响更大。城市化对冷夜日数、冷昼日数减少的贡献率为 35.8% 和 20.6%,暖昼日数增加的城市化影响贡献率为 14.5%。

(5) 与东北冬季气温同期显著相关的环流因子是欧亚纬向环流指数,特别是南部相关更好。用前一年逐月的各种环流指数,分别计算了持续时间为 1

个月、2个月、3个月30种月季组合，共2220个备选因子数。选取超过0.001显著性水平的相关因子，得到了前期5个副高指数与2个极涡指数，相关最好的是东北北部。

(6) 考虑单因子显著水平和部分相关，使用向后去除变量选择方法，得到3个最优预测因子，分别是：8月东太平洋副高面积指数(175W-115W)，10月亚洲区极涡面积指数(1区，60E-150E)，8月北半球极涡面积指数(5区，0-360)，建立了“最优”回归方程，检验表明模型有一定的预报技巧。

关键词：东北冬季气温；极端气温；城市化影响；环流指数；预测

Abstract

Using a dataset of daily maximum and minimum temperature of 1957-2010 from 90 stations in Northeast China, 74 circulation indices provided by the National Climate Center of China, NCAR/NCEP reanalysis data, I analyze the variation of the Northeast China winter mean temperature and extreme temperature events and the effects of urbanization on the long-term trends of the extreme temperature indices, with an objective to reveal the temporal and spatial variation of winter temperatures in the region, and the in-phase and out-of-phase relationships between the temperature series and the circulation indices. I also develop a statistical prediction model for winter temperature anomalies by applying a few of key factors. The main conclusions of the paper are as follows:

(1) Northeast China winter undergoes a significant warming, with an average rate of $0.45\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{a}$, and a more rapid rate since the mid-1980s. Winter mean temperature fluctuated without obvious linear trend before 1980s, but it showed a significant rising trend since the mid-early 1980s. Cold winters concentrated in the 1960s and 1970s, and the warm winters occurred more frequently in the 1990s, with the intensity of warm winters significantly increased and the intensity of cold winters significantly reduced.

(2) Using the method of REOF decomposition, The Northeast China region is divided into two sub-regions, with the centers located in southwestern Liaoning and northern Heilongjiang respectively. In the two sub-regions, cold and warm winters see a quite different occurrence. There were only 3 common cold winters and 7 common warm winters between the two sub-regions during the period 1957-2010,

(3) I analyze the characteristics of change of the 6 extreme temperature indices, and I find that warm nights and warm days all significantly increase, cold nights, cold days and continuous cold days all significantly decrease, and diurnal temperature range (DTR) gradually decrease in Northeast China. The decrease of cold nights is the largest, with the rates of $-3.335\text{ days} / 10\text{a}$ in the North, and $-1.85\text{ days} / 10\text{a}$ in the South, and the regional average rate of $-2.431\text{ days} / 10\text{a}$ for the whole region. The decreasing trend of the regional average cold nights is significant at the 0.001 confidence level.

Urbanization effects on the extreme temperatures indices series are investigated by comparing the regional average trends and the rural stations, and it is found that the effects are mostly significant, especially for the cold indices.

(4) Northeast China winter temperature is significantly related to a few of circulation factors over the same period. The correlations with the Eurasian zonal circulation index are relatively good in the south. The winter mean temperature is also related to the previous abnormal circulation factors, including the previous January to November subtropical high and polar vortex area index. It is found that significant correlations exist for 5 Subtropical High Area indices and 2 Polar Vortex Area indices, with their relationship with winter temperature being better in the north of the region.

(5) Considering the confidence levels of the single-factor correlations and partial correlations and using the method of the backward selection, the 3 best predictors are obtained. They are the August eastern Pacific Subtropical High index (175W-115W) in August, the Asian Polar Vortex Area index (Area One, 60E-150E) in October, and the Northern Hemisphere Polar Vortex Area index (Area Five, 0-360) in August. A "best" regression equation is established, and it is verified, showing a good predicting skill for Northeast China winter temperature anomalies. It is also shown that the key predictors, the eastern Pacific Subtropical High and the Polar Vortex, are not independently affect the Northeast China temperature. Rather, they are interrelated and synergistically affect the variability of winter temperature of the study region. The underlying mechanism needs to be further investigated.

Key words: Winter temperature; Northeast China; Extreme temperature; Urbanization effect; Circulation indices; Climate prediction

第一章 绪论

1.1 引言

中国东北地区位于北半球中高纬度地带，是全球陆地气候增暖最明显的区域之一，冬季地面气温升高速率明显高出全国和全球平均值。王绍武^[1-2]指出，在近百年全球气候变暖的背景下，东北地区冬季升温趋势十分明显；任国玉等^[3]研究表明，中国现代增暖最明显的地区包括东北、华北、西北和青藏高原北部，最显著变暖季节在冬季；李春等^[4]指出，东北地区气温最大升温超过了 $0.7^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 。平均升高 $0.5^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 以上。

在全球变暖的背景下，极端事件时有发生，给人类带来巨大的灾害和损失。根据最近的统计，全球气候变化及相关的极端气候事件所造成的经济损失在过去 50a 中平均上升了 10 倍。仅就中国而言，由于极端天气气候事件而引发的气象灾害就占整个自然灾害的 70%^[5]。最近几年，冬季极端严寒事件又时有发生^[6]。在全球气候变暖的背景下极端值和极端事件的变化是否会随近百年来全球变暖而增多或加强，成为各界广泛关注的问题。翟盘茂等分析指出，近几十年的气候最高气温略有增加，最低气温显著增加，日较差显著变小^[7]。在最近 40-50 年中，极端最低气温和平均最低气温趋于增高，尤以北方冬季更为突出^[8]。

影响东北地区冬季平均和极端气温变化的因素很复杂，除了台站附近观测环境变化引起的资料序列偏差和大气中温室气体浓度增加的可能影响外，气候系统内部成员的年际到年代以上尺度变异性显然也是不可忽视的。丁一汇等^[9]指出，目前对气候系统内部的过程与机理还缺乏足够的认识，气候模式的可靠性也不高，气候预测结论还存在很大的不确定性。这一认识对于东北地区同样适用。

研究冬季气温变化有助于理解区域气候变异和趋势变化的机理和原因，对于理解东北地区冬季气温的可预测性具有重要意义。本文选择东北地区冬季气温异常的规律和成因作为研究对象，分析冬季平均气温与极端气温事件的趋势和年代变化特征，探讨造成这种变化的环流影响因子和局地人类活动影响，初步建立东

北冬季气温异常的统计预测模型。本文研究结果对于理解东北冬季气候变化机理、积极防御东北气温异常引起的灾害，具有一定理论和实际意义。

1.2 国内外研究进展

20 世纪最主要的特征之一就是全球气候变暖，公众对气候变化的关注与日俱增。气候变化成为大气科学研究的一个热点，气象工作者对这一现象给予了广泛的重视，并进行了大量的研究^[10-14]。80 年代以后，一些研究者对不同来源的资料进行整理、插值，建立了许多全球或半球的平均温度序列，其中最有代表性的是英国 P.D.Jones 的全球格点温度资料和全球、半球平均温度序列。先用插值法计算全球陆地 5°纬度×10°经度网格内各自气温值，再按各网格面积大小加权处理，计算出半球和全球平均气温。后来又用了海面温度，并尽量剔除温度观测方法改变及城市热岛效应所带来的影响，精细到 5°纬度×5°经度网格，此序列自 1856 年开始。其次，是美国 J.E.Hansen 等的序列，首先是把全球划分为面积相等的 80 个大区，每个大区包含 100 个小区，先计算小区的温度，再计算大区及半球和全球平均温度。

不同的全球平均温度观测记录都表明，从 19 世纪末期到 20 世纪末，全球平均温度有显著的上升趋势。从 19 世纪末期到 20 世纪末，全球表面温度已经上升了 0.4~0.8℃，不管是 Jones 的序列，还是 Hansen 的序列，结论很接近。全球温度的增暖主要发生在两个时期：一是 20 世纪 10 年代到 40 年代；二是从 70 年代后期开始到现在。前一时期的增暖主要区域是北大西洋及附近地区。而从 40 年代后期到 70 年代中期，北半球大部分地区的温度有所下降。从 1976 年以来，北半球中高纬度的大陆地区冬季和春季有强烈的增暖趋势，因此年平均温度也表现出显著的上升，而北太平洋中部、北美大陆东北部及格陵兰、南大西洋中纬度等地区则略微变冷。20 世纪的最后 20 年，增温幅度达到了每百年 2℃以上，这是自 19 世纪后期以来所没有发生的，90 年代是有观测记录以来温度最高的 10 年。分析利用代用资料建立的北半球温度序列，1990 年代也是最近 1000 年中最暖的一个年代(Jones 等, 1998)。1998 年的全球平均气温比 1961--1990 年的平均值高出 0.58℃^[15-16]。今后的气候变化会怎样呢？按 IPCC 用多个大气环流模式的估计，如果温室气体其中主要是 CO₂ 的排放继

续以目前的趋势增长,那么 21 世纪全球平均温度将以每 10 年 0.2—0.4℃的速度升高^[17]。

在全球气候变暖的背景下极端值和极端事件的变化是否会随近百年来全球变暖而增多或加强,成为各界广泛关注的问题。国外的一些研究结果指出,全球陆面温度的升高过程中多数地区的最低温度升高明显高于最高温度的升高,因而表现出一种日夜增暖的不对称性,使得日较差变小。过去几十年中,极端低温事件发生频率以及霜冻日数都有减少的趋势,在美国^[18]、加拿大^[19],都有同样的结果。Monton 等发现在东南亚和南太平洋地区,自 1961 年以来,热日和暖夜显著增多,而冷日和冷夜却减少了^[20]。

中国学者对于在全球气候持续变暖的过程中,中国各地的气候变化进行了许多研究,并得到了很好的结果。王绍武^[21]利用中国气温等级资料研究了近百年中国气温变化规律,施能^[22]等插补了中国 28 个测站的近 100a 月平均气温,林学椿^[23]收集了中国 711 站的温度资料,建立了中国近一百年的温度序列,这些研究结果都表明,20 世纪以来中国绝大部分地区气候变暖,但在数十年尺度的冷暖背景下,中国气候变化有明显的区域特征。正如丁一汇指出的:近百年我国气候变化的趋势与全球气候变化的总趋势基本一致;从地域分布看,我国气候变暖最明显的地区在西北、华北、东北地区,长江以南地区变暖趋势不显著;从季节分布看,我国冬季增温最明显;近百年来中国的气候也在变暖,以西北、华北、东北变暖最明显。

这些结果表明中国近百年平均气温的变化与全球的增温趋势大体相似,但在具体的变化过程、转折时间和程度上又与全球有一定区别,同时也表现出较大的地域性差别^[23-26]。随着极端天气和气候事件的频繁发生,给社会、经济带来巨大损失,引起了专家的关注,这一点在东北地区尤为明显。在冬季总体变暖的背景下,影响东北地区的寒潮频数也显著下降,暖冬年份明显增多^[27]。但是,最近几年,冬季极端严寒事件又时有发生^[6]。翟盘茂等^[7]指出,目前国际上在气候极值变化研究中最多见的是采用某个百分位值作为极端值的阈值,超过这个阈值的值被认为是极值,该事件可以看作是极端事件,由此对中国北方近 50a 极端温度进行研究,认为在我国北方地区,极端最低气温和极端最高气温都在趋于变暖。江志红等^[28]发现冬夏季平

均最低气温、平均最高气温的空间形态基本都在 20 世纪 70 年代末到 80 年代初发生显著的变化。丁裕国等^[29]利用旋转经验正交函数(reof)对冬季平均最低气温和夏季平均最高气温进行客观区划, 揭示了我国近半个世纪冷夏、严冬气候异常的变化规律。潘晓华等^[30]指出, 我国极端温度事件频率呈 10a 左右的年代际振荡, 冬季全国范围增温趋势最大并且最明显。潘晓华等^[31]通过对气温极端值的选取与分析, 得到了我国气温极端值的气候学分布特征。李如琦等^[32]的研究表明, 江淮梅雨期的最高气温有明显的年代际变化特征, 并且各个区域存在着显著差异。娄德君等^[33]分析得出 1957~2000 年东北地区的霜日, 冰日, 冷日, 冷夜和日平均温差为减少的趋势, 暖日, 暖夜, 夏天日数和生长期长度主要为增加趋势。

正如有关气候变化的研究所强调, 平均气候变化的同时常伴随变率加大, 极端事件增多。这一点在东北地区尤为明显。孙凤华等^[34]指出气候变暖增加了冬季气候变率, 即增加气候异常事件的发生概率和强度, 不仅引发暖冬事件, 如在 2004-2005 年间东北的冬季气温达到了偏冷标准, 且没有得到正确的预报。因此, 如何找出其影响因子和强信号来更好地预测也就显得更为重要; 陈佩燕等^[35]指出影响我国东部地区冬季温度异常的关键海区, 前期夏、秋季赤道印度洋、赤道东太平洋海温异常与我国东部地区冬季温度异常有较好的相关关系, 对预测我国东部地区冬季温度异常有一定的前兆意义^[36]; 杨素英等^[37]指出, 在对流层中层, 亚洲极涡(特别是极涡面积)、贝加尔湖高压脊和东亚大槽是影响我国东北冬季气温异常的关键同期因子。已有研究一般集中在对海温^[38]、雪盖^[39]、海冰^[40-41]、高原热力异常^[42]、西伯利亚高压^[43]、北大西洋涛动(NAO)^[44]、北极涛动(AO)^[45]和极涡^[46-47]等因子的探讨。过去对东北地区气温的研究, 多侧重于夏季气温的研究。对东北地区气温变化规律的研究主要是分析气温变化特征及同期影响因子, 而对极端事件和前期影响因子的探讨也不多。

1.3 本文研究的特色

(1)应用 REOF 和聚类分析方法将东北划分为南、北两个冬季气温变化子区为基础。分析了平均气温与极端气温事件变暖的幅度, 区域分布特征, 城市化影响贡献率等。探讨造成这种变化的环流影响因子和局地人类活动影响。

(2)用前一年 1 月至前一年 11 月的环流指数，分别计算了持续时间为 1 个月、2 个月、3 个月 30 种月季组合，共 2220 个备选因子数。使用 spss 向后去除变量选择法，选取最优预测因子，建立了全区和各子区的回归统计模型，预测效果较好。

1.4 本文研究的内容

本文利用东北地区 90 站 53 年冬季气温资料，在划分为南、北个冬季气温变化子区的基础上，分析讨论东北冬季气温的长期变化特征和 6 种极端温度事件的变化趋势与城市化对极端气温指数趋势变化的影响，进一步探讨 74 项环流指数与东北冬季气温同期和滞后关系，寻找最关键的预测因子和强信号，在此基础上建立可用于预测的多元回归统计模型。

第二章 资料和方法

2.1. 资料

(1)国家气象信息中心气象资料室整编的全国 756 个基本基准站地面逐月, 逐日气温数据集资料。这套资料经过均一化处理。为使资料序列长度尽可能一致, 选取 1957 年及以前建站的站点, 排除了 1957 年以后建站的测站资料序列。观测资料序列长度从 1957 年到 2010 年。其中, 漠河站缺少 1958 年 7, 8 月记录, 泰来站缺少 1957 年 12 月记录, 用附近 3 个站当月资料对该站该月缺测值进行了插补。

(2)1957-2009 年 74 项大气环流特征量资料, 由国家气候中心提供。

(3)1957-2009 年的 NCAR/NCEP(美国国家环境预报中心/国家大气研究中心)月平均再分析资料, 主要包括海平面气压、850hPa、500hPa 大气环流资料, 水平分辨率为 $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$ 经纬度网格。再分析资料为全球气候变化的研究提供了一套较为可靠、系统、完整的资料, 再分析资料得到普遍的认可和广泛的应用。

2.2. 分析方法

旋转经验正交分解(EOF)

经验正交函数 (Empirical Orthogonal Function, EOF) 最早由统计学家 Pearson 在 1902 年提出来的。50 年代中期 Lorenz 将其引入大气科学研究中。由于计算条件的限制, 直至 70 年代初才在我国的气候研究领域中使用。70 年代中期以后, 随着计算机技术的迅速发展, EOF 技术在气候诊断研究中得以充分应用。由于其自身的许多优点, EOF 已成为气候科学研究中分析变量场特征的主要工具。近十几年来, 气候统计分析诊断方法有了很大的进展, 以 EOF 为基础的变量场分解方法的飞跃发展格外引人注目, 其中, 着重表现空间的相关性分布结构的旋转经验正交函数 (Rotated Empirical Orthogonal Function, REOF) 就是这些分解方法中的一种。

EOF 展开得到的前几个特征向量可以最大限度的表征气候变量场的变率结构, 但是 EOF 也有其局限性, 即分离出的空间分布结构不能清晰表示不同地理区域的

特征。另外，进行 EOF 展开时，所取区域范围不同，得到的特征向量空间分布图形也会不同，这就给物理解释带来困难。并且，当计算 EOF 取样大小不同时，对反映真实分布结构的相似度也会有不同，即存在一定的取样误差。利用 REOF 分析方法可以消除上述局限性。旋转后的典型空间分布结构清晰，不但可以较好的反映不同地域的变化，还可以反映不同地域的相关分布状况。REOF 比 EOF 在取样误差上也小得多。

简单的说， EOF 技术就是把原变量场分解为正交函数的线性组合，构成为数很少的不相关典型模态，代替原始变量场，少数前几个典型模态含有尽可能多的原始场的信息。而经历了因子坐标轴旋转过程的 REOF 方法的实质，是将各因子轴旋转到某个位置，使每个变量在旋转后的因子轴上极大、极小两极分化，从而使高荷载只出现在少数变量上，即在旋转因子矩阵中，少数变量有高荷载，其余均接近 0。使因子荷载矩阵结构简化，满足了旋转因子轴“简单结构解”的要求。从变量场的角度解释，经过极大方差旋转，使分离出来的典型空间模态上只有某一较小区域上有高荷载，其余区域均接近 0，使得空间结构简化、清晰。

对于一标准化的含有 m 个变量， n 次观测样本的资料阵 $X_{m \times n}$ 可以表示为公共因子矩阵 $T_{p \times n}^*$ ($p < m$) 和因子荷载阵 $V_{p \times p}$ 的乘积及特殊因子 $U_{m \times n}$ 之和的形式。

$$X = VT^* + U \quad (2.1)$$

特殊因子仅与 X 有关。

公共因子是标准化变量，各公共因子均是均值为 0、方差为 1 的独立变量。公共因子之间协方差阵为单位矩阵，即

$$T^* T^{*'} = I \quad (2.2)$$

在 EOF 中，时间系数矩阵 T 满足

$$TT' = \Lambda \quad (2.3)$$

Λ 为相关矩阵 XX' 的特征值。因而，我们得到

$$T^* = \Lambda^{-\frac{1}{2}} T \quad (2.4)$$

由 EOF 可知,

$$T = V'X \quad (2.5)$$

因此,

$$T^* = \Lambda^{-\frac{1}{2}}V'X \quad (2.6)$$

从而,

$$X = V\Lambda^{\frac{1}{2}}\Lambda^{-\frac{1}{2}}T \quad (2.7)$$

如果把 p 个公共因子看成由 p 个因子空间构成的坐标基, 因子荷载就视为 p 个变量在这个坐标基上的投影。公共因子坐标轴的旋转过程就是做线性变换的过程。新的公共因子坐标基表示为:

$$\bar{T} = GT^* \quad (2.8)$$

其中, G 为线性变换矩阵, 原因子荷载阵 V 可通过线性变换矩阵 A 变为新的因子荷载阵 \bar{V}

$$\bar{V} = VA \quad (2.9)$$

如果 \bar{V} 和 \bar{T} 满足 (2.7) 式, 则有

$$X = \bar{V}\bar{T} \quad (2.10)$$

类似, 相关阵有

$$R = \overline{V\bar{T}\bar{T}'\bar{V}'} \quad (2.11)$$

用 (2.8) 和 (2.9) 式代入 (2.11) 式得:

$$R = V(AG)(AG)'V' \quad (2.12)$$

若令

$$(AG)(AG)' = I \quad (2.13)$$

则满足旋转前 (2.7) 式变量相关阵的结构。

在因子轴旋转过程中, 要求矩阵 (AG) 必须是正交的。但不一定要求 A 和 G 阵

正交。如果要求新因子轴也是正交，则要求

$$\overline{TT}' = GT^* T^{*'} G' = GG' = I \quad (2.14)$$

即要求 G 是正交，这样导致 A 阵也要是正交的，则

$$(AG)(AG)' = AGG' A' = AA' = I \quad (2.15)$$

这时可简单取 $G = A^{-1}$ 。

新因子上的因子荷载阵 \overline{V} ，其元素为 \overline{v}_{ij} ，欲使新因子上少数变量有高荷载，而同时其余接近 0，就要使新的因子荷载元素的方差

$$S^2 = \frac{m \sum_{j=1}^p \sum_{i=1}^m (\overline{v}_{ij}^2 / h_i^2)^2 - \sum_{j=1}^p (\sum_{i=1}^m (\overline{v}_{ij}^2 / h_i^2))^2}{m^2} \quad (2.16)$$

达到极大。其中

$$h_i^2 = \sum_{j=1}^p \overline{v}_{ij}^2 \quad (2.17)$$

表示第 i 个变量由公共因子解释的方差。为了使 (2.16) 式达到极大，连续使用因子轴的转动角的三角函数变换矩阵来极大化方差。每次从要旋转的 p 个因子中选两个进行正交旋转，使它们的因子荷载满足 (2.16) 的判据。再用其中一个新因子与另外一个原因子进行旋转，满足 (2.16) 式判据，这样共进行 $p(p-1)/2$ 次旋转，就完成了一次旋转循环，重新进行循环，直至所有要旋转的因子对均满足 (2.16) 式判据为止。

对于第 k 个及第 q 个新因子的荷载应满足

$$\begin{aligned} \overline{v}_{ik} &= v_{ik} \cos \theta + v_{iq} \sin \theta \\ \overline{v}_{iq} &= -v_{ik} \sin \theta + v_{iq} \cos \theta \end{aligned} \quad (2.18)$$

将 (2.18) 式代入 (2.16) 式，并令 $\frac{\partial S}{\partial \theta} = 0$ ，即

$$\tan \theta = \frac{2 \sum_{i=1}^m u_i \omega_i - 2 \sum_{i=1}^m u_i \sum_{i=1}^m \omega_i / m}{\sum_{i=1}^m (u_i^2 - \omega_i^2) - [(\sum_{i=1}^m u_i)^2 - (\sum_{i=1}^m \omega_i)^2] / m} \quad (2.19)$$

其中,

$$\begin{aligned} u_i &= (v_{ik}^2 - v_{iq}^2) / h_i^2 \\ \omega_i &= 2v_{ik}v_{iq} / h_i^2 \end{aligned} \quad (2.20)$$

由上述公式计算出 θ 角, 进行一次旋转。

旋转经验正交函数个数 p , 可以由下面几种方法确定:

- (1) 由经验正交函数的累积方差贡献来确定。一般可取累计方差贡献达 85% 为标准来确定旋转特征向量的个数。方差贡献百分率根据具体问题适当增减。
- (2) 通过特征值对数曲线变化来确定旋转特征向量的个数。如果某个特征值之后的直线的斜率明显变小, 即以该点特征值的个数作为旋转特征向量的个数 p 。
- (3) 用 North 特征值误差范围来确定旋转特征向量的个数 p 。

聚类分析 Pearson 相关系数方法

为了准确合理地分区, 对已分的各区边界加以鉴定, 采用聚类分析方法。聚类是数据挖掘的基本方法, 聚类分析的原则是同类事物之间具有较大相似性。聚类算法可以分为: 层次方法、划分方法、基于密度的方法、基于网格的方法等等。在这些算法中, 层次方法是最常见的一类聚类技术, 在算法上比较符合数据的特性, 聚类效果比较好, 但算法执行速度比较慢。层次聚类方法是依据相似性或相异性将数据对象组成一颗聚类的树。按聚类的对象聚类分为样本聚类和变量聚类。如果变量的量纲不同, 需要进行标准化处理, 然后计算距离。

变量聚类 (R 型聚类): 是一种降维的方法, 用于在变量众多时寻找有代表性的变量, 以便在用少量、有代表性的变量代替大变量集时, 损失信息很少。定量变量聚类的相似性测度主要使用相似系数, 常用相似系数有 Pearson 相关系数, Pearson 相关系数聚类分析方法用来衡量两个数据集合是否在一上面。其计算公式为:

$$r = \frac{\sum xy - \frac{\sum x \sum y}{N}}{\sqrt{(\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}) (\sum Y^2 - \frac{(\sum Y)^2}{N})}}$$

曼-肯德尔(Mann-Kendall)方法

对序列 $X_i = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, 先确定所有对偶值 $(x_i, x_j, j > i)$ 中 x_i 与 x_j 的大小关系 S ,

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \text{sgn}(\theta_i) \begin{cases} 1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases}$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$$

趋势检验的统计量为

$$U_{KM} = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)} & S < 0 \\ 0 & S = 0, \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)} & S > 0 \end{cases}$$

当 n 大于 10 时, U_{KM} 收敛于标准正态分布。原假设为该序列无趋势, 采用双边趋势检验, 在给定显著性水平 α 下, 在正态分布表中查得临界值 $U_{\alpha/2}$, 当 $|U_{KM}| < U_{\alpha/2}$ 时, 接受原假设, 即趋势不显著; 若 $|U_{KM}| > U_{\alpha/2}$ 则拒绝原假设, 即认为趋势显著。

网格面积加权法

在建立各区域平均时间序列时, 采用 Jones 等^[54]提出的计算区域平均气候时间序列的方法。首先把东北整个区域按经纬度划分网格, 网格尺寸为 $2^\circ \times 2^\circ$, 共 40 个网格。然后将每个网格里所有站点的数据做算术平均, 得到各网格的平均值。最后应用面积加权法计算所有网格点的平均值, 获得各区冬季平均温度时间序列。计算全部网格面积加权平均值的公式为:

$$Y_k = \frac{\sum_{i=1}^m (\cos \theta_i) \times Y_{ik}}{\sum_{i=1}^m (\cos \theta_i)} \quad (1)$$

式 (1) 中 Y_k 为第 k 年区域平均值, $i = 1, 2, \dots, m$, (m 为网格数), Y_{ik} 为第 i 个网格中第 k 年的平均值, θ_i 为第 i 个网格中心的纬度。

相关系数及显著性 T 检验

对于 2 个时间序列 $x(t)$ 和 $y(t)$, 若时间序列长度为 N , 它们之间的相关系数可以通过下式计算:

$$R_{xy} = \frac{\sum_{t=1}^N [x(t) - \bar{x}][y(t) - \bar{y}]}{\frac{1}{N} \sqrt{[\sum_{t=1}^N (x(t) - \bar{x})^2][\sum_{t=1}^N (y(t) - \bar{y})^2]}}$$

$$\text{其中, } \bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N x(t), \bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N y(t)。$$

相关系数的显著性检验采用 t 检验。自由度为 $N-2$, 选定信度水平 α , 查表得 t_α 。

$$\text{这时: } R_c = \sqrt{\frac{t_\alpha^2}{N-2+t_\alpha^2}}$$

若 $R_{xy} \geq R_c$, 则认为相关性通过信度为的统计检验。

多元回归及 F 检验

多元回归模型与回归方程: 设因变量 y , k 个自变量分别为 x_1, x_2, \dots, x_k , 描述因变量 y 如何依赖自变量 x_1, x_2, \dots, x_k 和误差项 ε 的方程, 称为多元回归模型(multiple regression model)。多元回归模型一般形式为:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

其中, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ 是参数

ε 是被称为误差项的随机变量

y 是 x_1, x_2, \dots, x_k 的线性函数

计算检验统计量 F :

$$F = \frac{SSR/k}{SSE/(n-k-1)} = \frac{\sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 / k}{\sum (y_i - \hat{y})^2 / (n-k-1)} \sim F(k, n-k-1)$$

多元回归使用了 **Spss** 向后去除变量选择方法:

在 Spss 回归分析中一种变量的选择过程, 将所有变量输入到方程中, 然后按顺序移去。考虑将与因变量之间的部分相关性最小的变量第一个移去。(部分相关是指: 对于因变量与某个自变量, 当已移去模型中的其他自变量对该自变量的线性效应之后, 因变量与该自变量之间的相关性。当变量添加到方程时, 它与 R 方的更改有关。有时称为半部分相关。) 如果它满足消除条件, 则将其移去。移去第一个变量之后, 考虑下一个将方程的剩余变量中具有最小的部分相关性的变量移去。直到方程中没有满足消除条件的变量, 过程才结束。这与逐步回归建立的回归方程不同。^[55]

本文还采用了变异系数、峰态系数和偏态系数、线性拟合等统计分析方法。其中多元回归方程采用 F 检验, $F_{0.01}(3, 40) = 4.31$ 。相关系数的显著性检验采用 t 检验^[53], 本文中 $N=53$, 则 $r_{0.001} = 0.44$, $r_{0.01} = 0.35$, $r_{0.05} = 0.27$ 。

第三章 冬季平均气温的变化特征

3.1 代表站的选取

使用国家气象信息中心气象资料室整编的全国 756 个基本基准站地面逐月，逐日气温数据集资料。这套资料经过均一化处理。为使资料序列长度尽可能一致，选取 1957 年及以前建站的站点，排除了 1957 年以后建站的测站资料序列。观测资料序列长度从 1957 年到 2010 年。其中，漠河站缺少 1958 年 7, 8 月记录，泰来站缺少 1957 年 12 月记录，用附近 3 个站当月资料对该站该月缺测值进行了插补。全部入选台站数为 90 个（图 3.1）。这些台站空间分布基本均匀，可以满足东北地区冬季长期气候变化分析研究的需要。各省台站数量分别为：黑龙江 24 站，内蒙 23 站，吉林 20 站，辽宁 23 站。

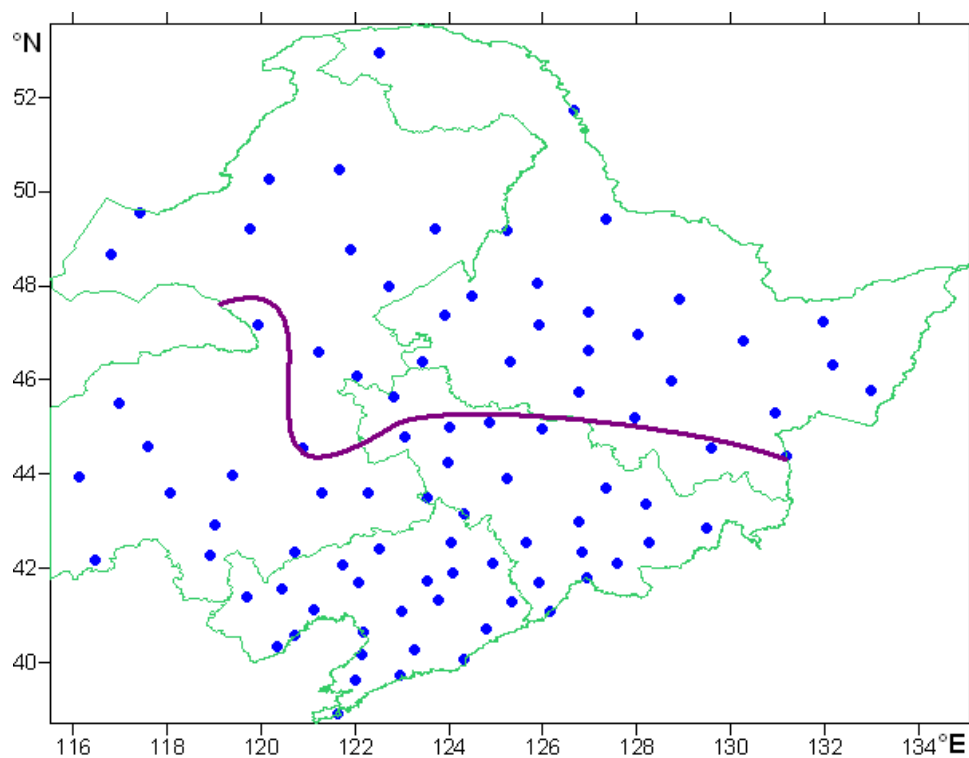


图 3.1 东北 90 个气象站的位置与分区界限

3.2 气温异常的季节差异

为了解并突出东北地区气温的季节差异,计算了东北地区各季平均气温 1957~2009 年的变异系数、标准差、峰态系数和偏态系数。变异系数(标准差与平均值之比)比标准差更能突出不同季节气温的年际变化程度。冬季定义为本年 12 月和下年 1 月、2 月。冬季的年份用 12 月所在的年份表示,如 1957 年 12 月及 1958 年 1 月和 2 月则记为 1957 年冬季。因此分析时期为 1957 年到 2009 年共 53 个冬季。由表 3.1 可以看出,东北地区各季气温的基本特征。四季中,春季变异系数最大,秋季次之,冬季再次之,夏季最小,说明春、秋季气温年际变化大,冬季次之,夏季气温的年际变化最小。

气象研究中,对统计结果一般要进行统计检验,但是统计检验的前提是原始资料要符合正态分布,因此有必要对原始资料进行正态分布检验,若原始资料经过检验不遵从正态分布,则在需要对结果进行检验的部分要将原始资料进行标准化处理,使之近似正态分布。峰态系数、偏态系数是检验样本是否遵循正态分布的两个统计量。对样本较少的子样而言偏态系数和峰态系数通过一定信度的检验,可信遵从正态分布。为了考察各季气温是否近似正态分布,本文计算了四季的偏态系数和峰态系数,四季的偏态系数中,冬季为负偏度,偏态系数 $|g1| < 0.65$,表明冬季气温遵从正态分布;而夏季、秋季和春季为正偏度,且不遵从正态分布。峰态系数中,除了夏季以外,其他三季峰态系数均遵从正态分布($|g2| < 1.23$),综上可知,冬季气温近似正态分布,而其它三季不近似正态分布。

表 3.1 东北地区各季气温 1957-2009 年的平均值、标准差、变异系数、峰态系数和偏态系数

项目	春季	夏季	秋季	冬季
平均值 (°C)	5.8	20.8	5.4	-13.6
标准差 (°C)	1.2	0.7	0.8	1.5
变异系数 (%)	20.1	3.1	14.6	-10.8
偏态系数 (g1)	0.7	2.9	0.7	-0.3
峰态系数 (g2)	-0.5	2.3	-0.1	-0.8

3.3 时间变化特征

为了研究近 53 年来东北冬季气温异常的年代际变化趋势, 本文采用二项式系数加权平均法对标准化时间序列作滑动平均, 这种滑动平均在长度上与原序列相同, 其权以当前项为最大, 向前向后逐渐减小, 对保存自身项及附近项特征具有良好的效果, 因此这种方法能较好地反映较长周期的变化情况。

图 3.2 表明, 东北冬季平均气温总体上呈波动上升状态。依据 5 年滑动平均曲线可以划分近 53 年来东北冬季气温变化的冷暖期。可以看出, 20 世纪 50 年代至 80 年代中期是持续时间较长的偏冷期, 其中 50-60 年代波动振幅很大, 之后振幅逐年减小, 1986 年以后至今则为持续偏暖, 波动振幅增大, 为 53 年来最暖期。表 3.2 给出东北冬季气温各年代的具体特征。20 世纪 60 年代最冷, 70 年代开始变暖, 90 年代最暖。总的说来, 东北冬季在明显增温。

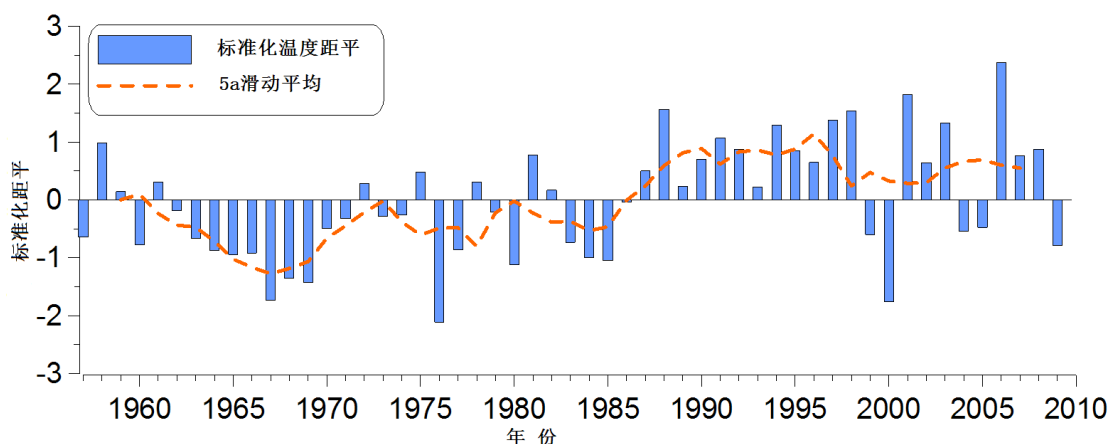


图 3.2 东北地区冬季气温的标准化时间序列及 5 年滑动平均曲线(虚线)

对东北地区的平均气温作一元线性回归, 出于比较的目的也对其它三季的平均气温作了分析, 结果列于表 3.3。可见: (1)四个季节气温的回归系数都为正值, 说明四季都有增暖的变化趋势, 其中冬季增暖最快, 春季的增暖虽不如冬季迅速, 但也很快, 秋季再次, 夏季最小。(2)四个季节增暖幅度均通过 0.05 的显著性水平检验, 说明东北地区四季增暖显著, 特别是冬季。整个东北地区冬季气温升幅最大, 与全国冬季温度上升趋势最明显的研究结果相吻合^[56]。

表 3.2 东北地区冬季气温各年代的平均值、距平值和距平增值

℃	60 年代	70 年代	80 年代	90 年代	00 年代
平均值	-15.2	-14.5	-13.9	-12.5	-13.2
距平值	-1.49	-0.84	-0.23	1.13	0.51
距平增值		0.65	0.61	1.36	-0.62

表 3.3 东北地区春、夏、秋、冬四个季节平均气温变化趋势

	春季气温	夏季气温	秋季气温	冬季气温
回归系数 $b(^\circ\text{C}\cdot(10\text{a})^{-1})$	0.364	0.238	0.249	0.451
相关系数 r	0.52	0.34	0.36	0.56

(通过 0.05 的显著性水平检验)

3.4 空间分布特征

图 3.3 给出了东北地区冬季气温的变化趋势分布。在 1957~2009 年期间黑龙江东北部地区增长趋势最为显著，达到 $0.8^\circ\text{C}/10\text{a}$ ，而西部增长相对较慢，东北地区气温平均升高 $0.45^\circ\text{C}/10\text{a}$ 以上。与董满宇等^[57]对东北地区 91 个气象站点分析得出近 50 年的平均变化幅度为 $0.6^\circ\text{C}/10\text{a}$ ；李春等^[4]指出东北地区气温最大升温超过了 $0.7^\circ\text{C}/10\text{a}$ 。平均升高 $0.5^\circ\text{C}/10\text{a}$ 以上。比较一致。

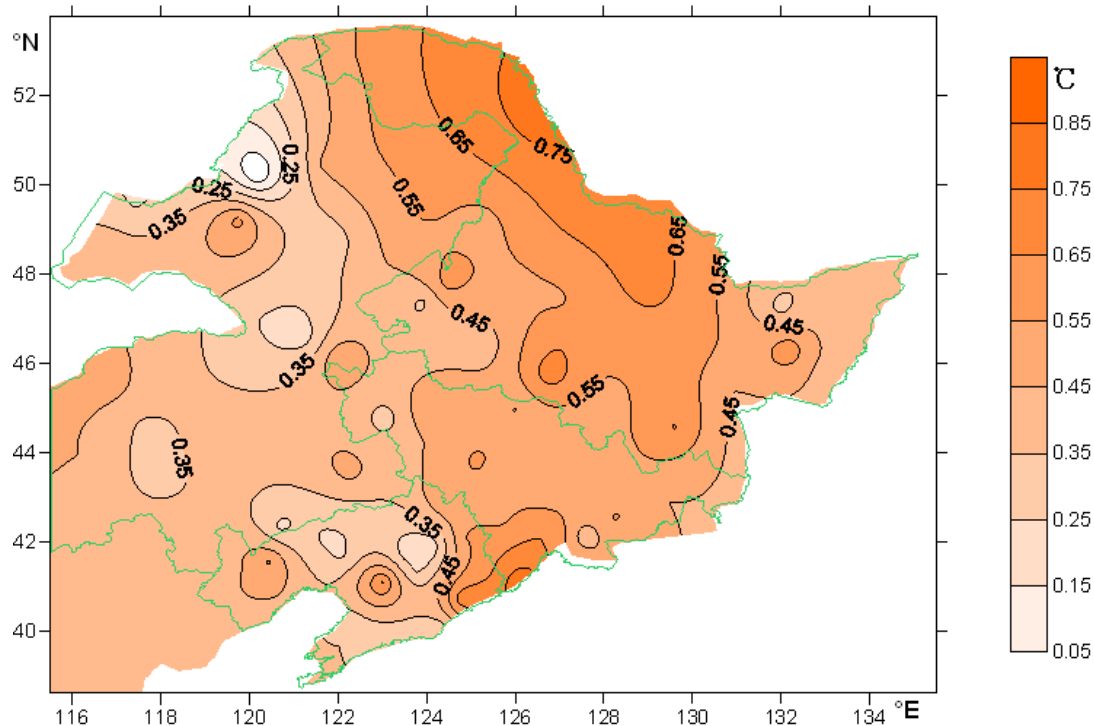


图 3.3 东北地区 1957~2009 年冬季平均气温变化趋势分布 (单位: $^{\circ}\text{C}/10\text{a}$)

由于地理环境的差异,东北不同地区冬季气温变化有一定的差异。对东北冬季气温距平场进行 REOF 分解计算,很好地揭示出差异性。表 3.4 表明,前两个特征向量的方差贡献分别为 46%和 37%,前三个特征向量的累计方差贡献达到 87%。

表 3.4 东北冬季气温距平场 REOF 分解前 3 个特征向量的方差贡献和累计方差贡献

旋转后特征向量序号	1	2	3
旋转后方差贡献	0.462	0.370	0.039
累计方差贡献	0.462	0.832	0.872

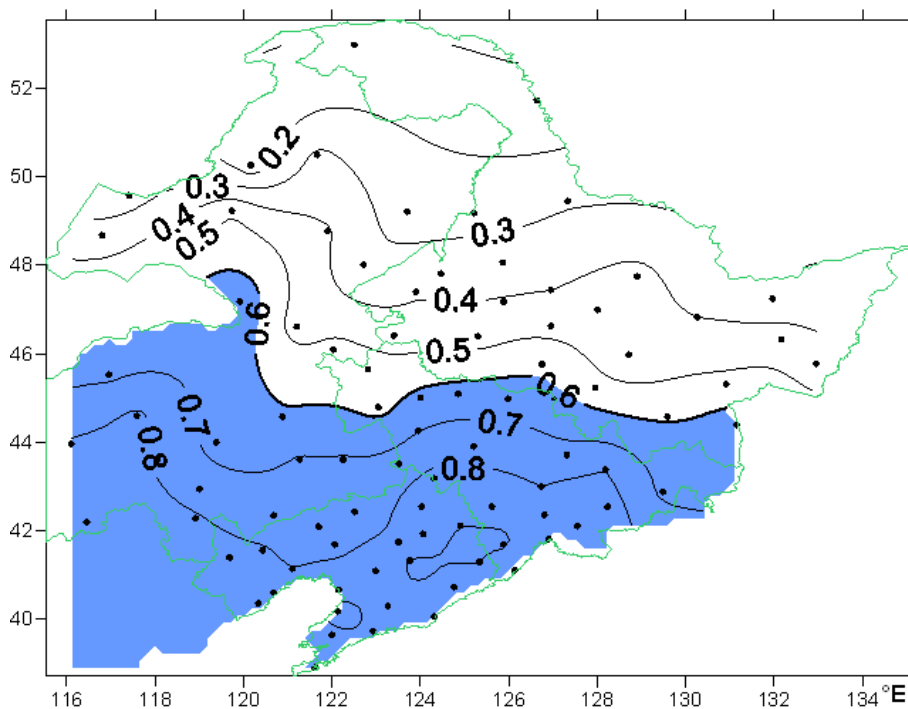
图 3.4a~c 给出东北冬季气温距平 REOF 分解的前 3 个载荷向量的空间分布。第 1 特征向量均为正值,且由北向南逐渐增大,以辽宁营口为大值中心,达到 0.93;第 2 特征向量均为负值,但负值绝对值由北向南减小,黑龙江的黑河、齐齐哈尔一带为低值中心,达到-0.89;第 3 特征向量体现出东西的差异变化,高值中心出现在

大兴安岭以西，向东逐步减小。

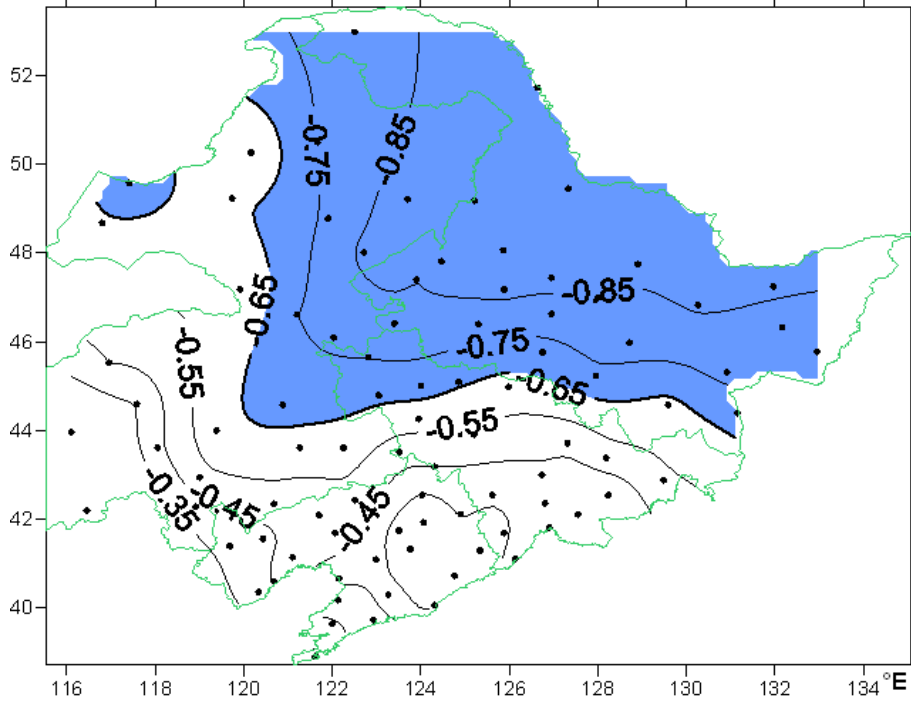
前 2 个特征量中心特征值的绝对值都在 0.8 以上，构成以辽宁、黑龙江为中心的 2 个主要的局地变化区域。第 3 个特征量的中心当在蒙古国境内，中国境内只有两个站的特征值超过 0.6，其方差贡献很小，不作为单独分区依据。

根据以上分析结果，将东北地区划分出以辽宁西南和黑龙江北部为中心的两个局地变化区域（图 3.4 阴影部分），第一特征向量 0.6 的载荷线和第二特征向量 0.65 的载荷线比较接近。

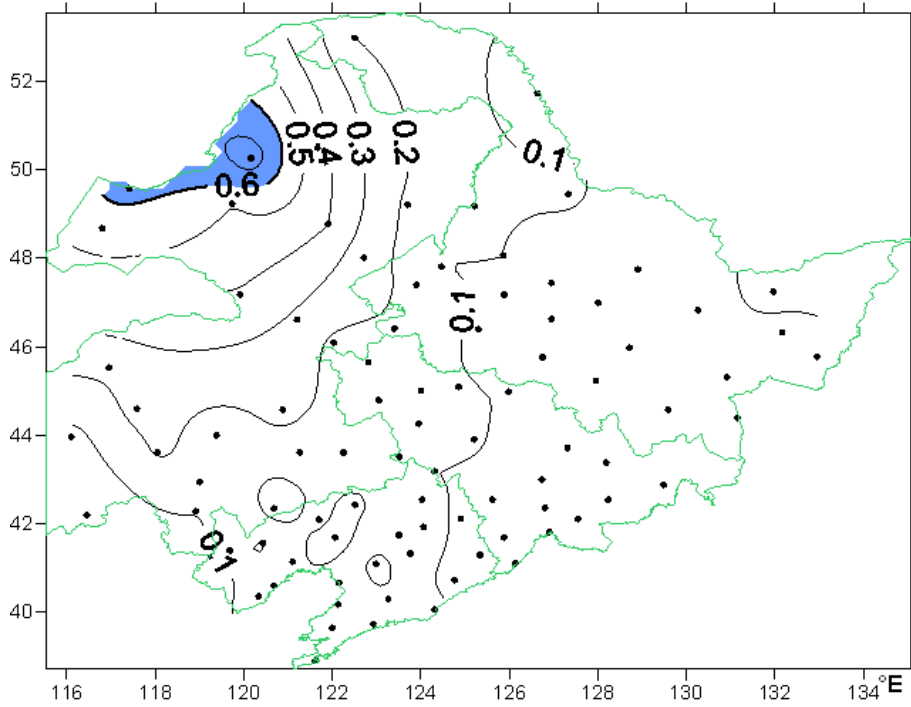
对各区的边界确定，使用聚类分析 Pearson 相关性分成两类，对处于两个区域交界地带的站点加以分区鉴定，发现使用第一特征向量 0.6 的载荷线分区更接近聚类分析。最终确定如图 3.1 所示的东北南区和北区 2 个子区。北区共有 35 站，南区有 55 站。



a



b



c

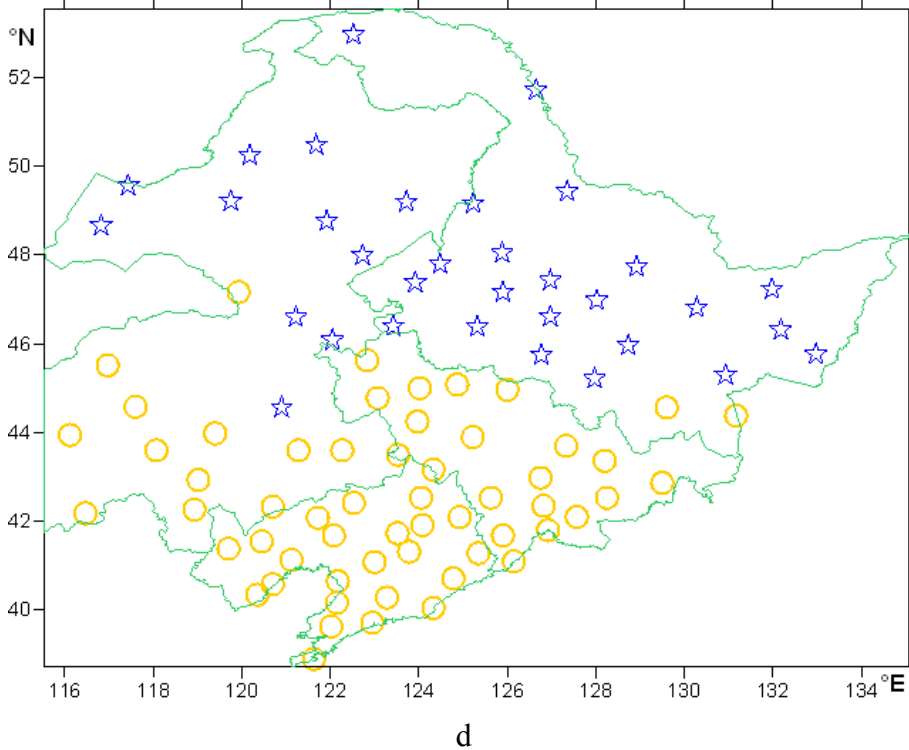


图 3.4 东北冬季气温距平 REOF 的第 1~3 特征量 (a~c) 分布图

图 d: 聚类分析

采用网格面积加权法计算各区域平均的时间序列。把东北整个区域按经纬度划分网格，网格尺寸为 $2^{\circ} \times 2^{\circ}$ ，共 40 个网格。然后将每个网格里所有站点的数据做算术平均，得到各网格的平均值。最后应用面积加权法计算所有网格点的平均值，获得各区冬季平均温度时间序列，并分析全区以及各分区平均气温变化趋势。

从图 3.5 中可以看出，1957~2009 年东北全区冬季平均气温上升趋势非常明显，升温趋势达 $0.45^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ ，北区达 $0.47^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ ，南区达 $0.44^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ ；与文献^[56]全国 1951~2001 年冬季气温上升趋势，增温速率高达 $0.36^{\circ}\text{C}/(10\text{a})$ 比较吻合。53 年东北冬季平均气温上升了约 2.43°C 。增温主要是从 1980 年代开始的。1980 年代以前，气温在较小的范围内上下波动，而从 80 年代初开始，气温呈不断上升趋势。

从偏暖年份看，20 世纪 80 年代中期以后的数量也明显增多。80 年代以前，没有距平超过 1 个标准差的暖年，而以后却出现了 8 个距平超过 1 个标准差的偏暖年份，而且温暖的程度也越来越大。记录中最暖的 2006 年温度距平值达 2.3 倍标准差。最近 20a 是东北冬季最暖的 20a，2006 年冬季是最暖的 1a。

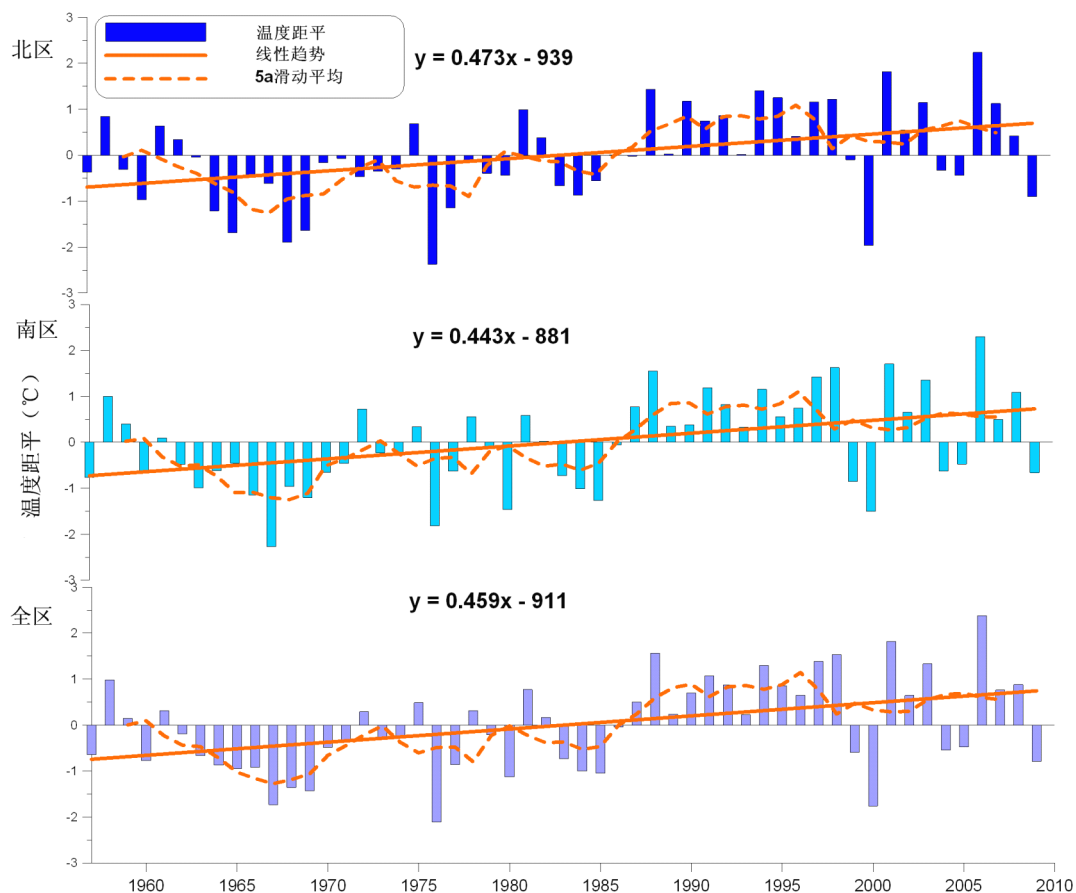


图 3.5 全区与各分区变化趋势与滑动平均

3.5 冷、暖冬年的划分及变化

对全区和南、北两子区冬季平均气温距平分别作 EOF 分解，所得第一空间模态非常好的反应了相应区域冬季平均气温的变化情况，其时间序列与上述区域平均气温距平序列的相关系数均超过 0.99。北、南子区和全区 EOF 第 1 特征向量的方差贡献率分别为 83%、86%和 78%，也说明 EOF 第一特征向量确实能很好地反映东北全区个各子区的冬季平均气温异常空间特征。

因此，本文使用全区、南、北子区 EOF 第 1 特征向量对应的时间系数标准化值为对应区域冬季平均气温距平序列，用来反映冬季平均气温的冷暖异常变化。考虑到所用资料为 53 年，冷暖冬年的气候概率不宜过大，也不宜太小，本文以冬季

平均气温距平大于（小于）1.0（-1.0）倍标准差作为确定冬季冷暖的标准。

表 3.5 东北各区异常冷暖冬年

北区		南区		全区	
冷冬	暖冬	冷冬	暖冬	冷冬	暖冬
1964	1988	1966	1958	1967	1988
1965	1990	1967	1988	1968	1991
1968	1994	1969	1991	1969	1994
1969	1995	1976	1994	1976	1997
1976	1997	1980	1997	1980	1998
1977	1998	1984	1998	1985	2001
2000	2001	1985	2001	2000	2003
	2003	2000	2003		2006
	2006		2006		
	2007		2008		

表 3.5 表明，东北南、北两子区的冷、暖冬年有较大的不同，共同异常冷暖冬年份约只占全部年份的 50%。在 1957~2009 年间两者共同的冷冬年有 3 年，分别是 1969，1976，2000，其中 1969 年距平达到 2 倍标准差的严重冷冬年，共同的暖冬年有 7 年，分别是 1988，1994，1997，1998，2001，2003，2006，其中 2006 年距平值达到 2 倍标准差的严重暖冬年。冷冬年集中发生在 20 世纪 60-70 年代，暖冬年集中发生在 90 年代以后，且暖冬年发生强度和频率有显著增加趋势，冷冬年发生强度和频率则显著减小。这一结果与前人研究获得的东北地区冬季气候明显变暖的结论一致。通过与全国冷暖冬研究结果对比^[27]，东北冬季气温异常有较大独立性，只有 1969，2001 与全国冬季气温一致都达到异常冷暖标准。

3.6 本章小结

(1) 东北冬季增温较明显, 平均上升速率达到 $0.45^{\circ}\text{C}/10\text{a}$, 北部略高, 增温主要是从 20 世纪 80 年代中开始的。1980 年代中以前, 气温在较小的范围内上下波动, 而从 80 年代中开始, 气温呈不断上升趋势。冷冬年集中发生在 20 世纪 60-70 年代, 暖冬年集中发生在 90 年代以后, 且暖冬年发生强度和频率有显著增加趋势, 冷冬年发生强度和频率则显著减小。

(2) 通过冬季平均气温距平 REOF 分解的前 3 个特征向量载荷的空间分布, 将东北地区划分出以辽宁西南和黑龙江北部为中心的两个局地变化区域。东北南、北分区的冷、暖冬年有较大的不同。在 1957~2009 年间两者共同的冷冬年只有 3 年, 暖冬年有 7 年。暖冬年发生强度和频率有显著增加趋势, 冷冬年发生强度和频率则显著减小。这一结果与前人研究获得的东北地区冬季气候明显变暖的结论一致。

第四章 冬季极端气温变化及其与城市化影响的关系

在全球变暖的背景下,极端高温事件时有发生,给人类带来巨大的灾害和损失。根据最近的统计,全球气候变化及相关的极端气候事件所造成的经济损失在过去50a中平均上升了10倍。现有的研究对于极端气候事件频率和强度的变化规律给予了充分关注。研究发现近几十年,多数地区与最低气温相关的异常冷夜次数明显减少,异常暖夜次数显著增加,大部分地区的低温日数趋于减少。

Easterling等^[48]将极端气候事件归为两类,Beniston等^[49]简单归纳了常用的定义极端事件的三种标准,TAR和AR4都对极端天气气候事件作了明确的定义^[50-51],对一特定地点和时间,极端天气事件就是从概率分布的角度来看,发生概率极小的事件,通常其发生的概率只占该类天气现象的10%,甚至更低。按照这样的定义,极端天气事件的特征是随地点改变的。极端气候事件就是在一定时期内,大量极端天气事件的平均情况,这种平均状态对于该类天气现象的气候平均态也是极端的。极端气候事件对于全球气候变化的响应十分敏感,平均气候的微小变化可能引发极端气候值的频率、强度大的变化。分析研究极端事件的变化特征通常定义与极端事件相关的代用气候指数,或者根据天气现象本身定义标准。分析气候指数的特征能反映极端事件的变化情况,而直接通过对原始资料的分析能判断极端事件的频率或强度有何变化。

ETCCDI(Expert Team on Climate Change Detection and Indices)定义了27个气候指数,主要是对极端事件的描述,其中有16个是描述温度的指数。Alexander等^[52]将这些指数归为5类,当研究区域气候差异很大时,常选用基于百分比阈值的相对指数。这些极端气温指数能够展现极端气候不同层面的变化,具有弱极端性、低噪声、显著性强的特点。本文选取了其中6个指数,并分区进行探讨。

4.1 极端气温指数

采用的6个极端气温指数沿用气候变化检测、监测和指数专家小组的定义。以

1971-2000 年为参考期, 使用 Rclimdex 软件计算逐站极端气温指数时间序列及线性趋势, 并对趋势的统计显著性进行评估。

第一类为基于相对(浮动)阈值的指数, 简称相对指数, 包括冷昼(夜)、暖昼(夜)日数、冷日持续指数等, 这些指数的计算分别以某台站 1971-2000 年中某日的最高(低)气温资料的第 90(10)个百分位值作为该站该日统计指数的上(下)阈值, 如果某日最高气温超过(低于)其上(下)阈值, 则认为该日为一个暖(冷)昼事件, 同样, 如果某日最低气温超过(低于)其上(下)阈值, 则认为该日为一个暖(冷)夜事件。为了方便与其他研究结论对比, 将原来定义中超过(低于)上(下)阈值的百分比转换为超过(低于)上(下)阈值的日数。第二类是基于原始观测数据和固定阈值的指数, 简称绝对指数, 包括平均日较差。具体定义见表 4.1。

线性趋势的计算采用最小二乘法, 趋势统计显著性检验采用 Mann-Kendall 非参数检验方法。区域平均时间序列按照 Jones 网格面积加权平均法得到, 网格尺寸为 $2 * 2$, 分别计算了全区, 北区, 南区的区域平均序列。

表 4.1 本文所用气温极端指数的定义

序号	代码	名称	定义	单位
1	TN10P	冷夜日数	日最低气温 (TN) < 10%分位值的日数	d
2	TX10p	冷昼日数	日最高气温 (TX) < 10%分位值的日数	d
3	TN90p	暖夜日数	日最低气温 (TN) > 90%分位值的日数	d
4	TX90p	暖昼日数	日最高气温 (TX) > 90%分位值的日数	d
5	DTR	平均日较差	日最高气温与最低温度之差的月平均值	d
6	CSDI	冷日持续指数	每年至少连续 6 天日最低气温 (TN) < 10%分位值的日数	d

4.2 极端气温的变化

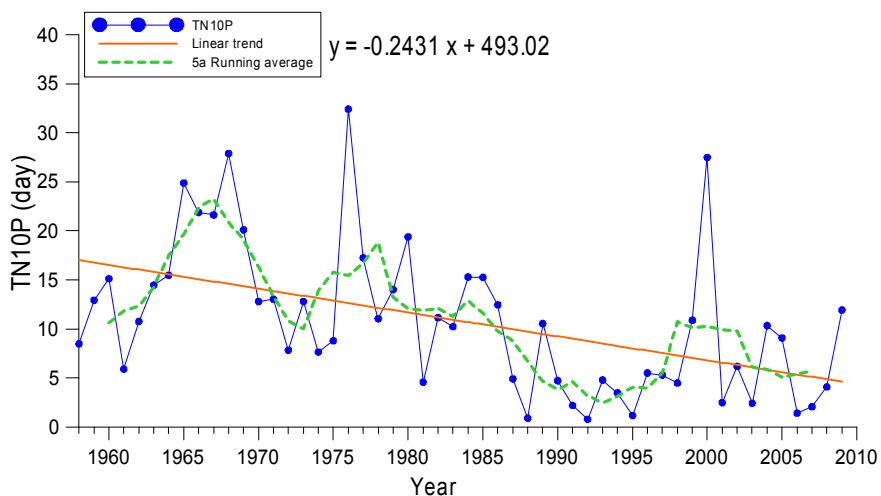
从图 4.1, 表 4.2 可以看出, 东北暖指数明显增加, 暖夜日数平均增加趋势为

1.4d/10a, 通过 0.05 水平的显著性检验, 北区达到 1.9d/10a 通过 0.01 水平的显著性检验, 南区相对较小, 为 1.2d/10a。从时间变化序列上看, 冬季暖夜日数在 60 年代至 70 年代中期以前处于相对低值区, 平均天数为 6.5d。70 年代中期以后处于较大的上下波动中。自 1995 年开始波动更加明显, 上升趋势也很显著, 1996-2010 平均日数为 12.1d, 其中 2006 年达到近 53a 来的最大值 22d。暖昼日数平均增加趋势为 1.0d/10a, 北区达到 1.1d/10a, 1995 年以后处于较大的上下波动中, 其中 2006 年达到近 53a 来的最大值 25d。

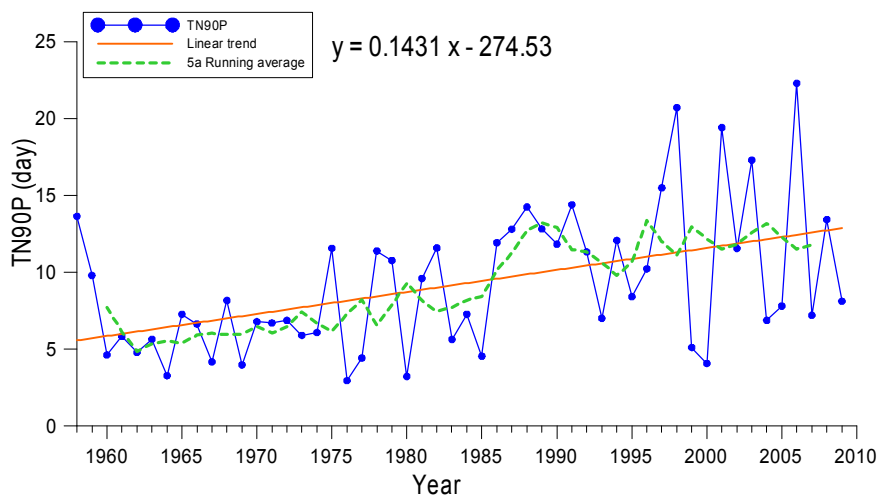
从图 4.1, 表 4.2 可以看出, 东北冬季冷指数线性变化率均为负值, 即冷夜日数, 冷昼日数, 冷日持续指数, 均在减少。其中冷夜日数减少最明显, 北部子区以 3.3d/10a 的幅度下降, 南部子区 1.9d/10a, 区域平均以 2.4d/10a 的幅度下降。其中 1985 年以前冷夜日数相对较多, 1958-1985 平均日数为 14.7d, 其中 1976 年达到近 53a 来的最大值 32d, 1985 年以后冷夜日数开始呈明显下降趋势, 1985-2010 年平均日数为 6.2d。各站及区域平均日数的变化趋势均通过 0.001 水平的显著性 F 检验, 这也说明冷夜日数的减少是很显著的。冷昼日数的减少也比较明显, 北部子区以 1.6d/10a 的幅度下降, 南部子区 1.1d/10a, 区域平均以 1.3d/10a 的幅度下降。均通过 0.005 水平的显著性 F 检验。冷日持续指数由于日数比较少, 下降幅度不是很明显, 但是呈现出稳定下降趋势, 80 年代以后出现数个无连续冷日持续指数的冬天, 即冬天没有出现 6 天日最低气温 (TN) < 10%分位值的日数, 大约占 1980 年以后的 50%。

日较差为日最高气温与最低气温的差值。从表 4.2 可以看出, 东北各站及区域平均的日较差的斜率均呈负值, 充分说明日较差在逐年减小, 其中北区变化最大, 为 $-0.40^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 。南部子区为 $-0.15^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 。区域平均为 $-0.25^{\circ}\text{C}/10\text{a}$, 各站及区域平均日数的变化趋势均通过 0.005 水平的显著性 F 检验, 可见东北冬季日较差呈减少的线性变化倾向是显著的。从日较差的变化曲线可以看出, 20 世纪 60 年代为相对高值区, 平均日较差为 13.9°C ; 70 年代初至 80 年代末平均值为 13.2°C ; 90 年代减少到 12.6°C , 较平均值低 0.7°C 。1984 年之前只出现三个低值年份, 分别为 1959 年、1968 年、1979 年, 日较差值分别 12.6°C 、 12.3°C 、 12.3°C , 此时段平均日较差为 12.7°C , 1984 年以来日较差只在 2001 年出现一个高值, 为 13.0°C , 其余均低于平均值, 此

时段全区平均日较差为 11.9°C ，较平均值低 0.4°C 。冬季全区平均日较差呈明显的下降趋势，20 世纪 60 年代为相对高值区，70 年代、80 年代逐渐下降，90 年代最低，60 年代、90 年代两个时段相差 1.2°C ，均通过 95% 信度水平的检验。东北日较差的减小，与全国的变化趋势是一致的。

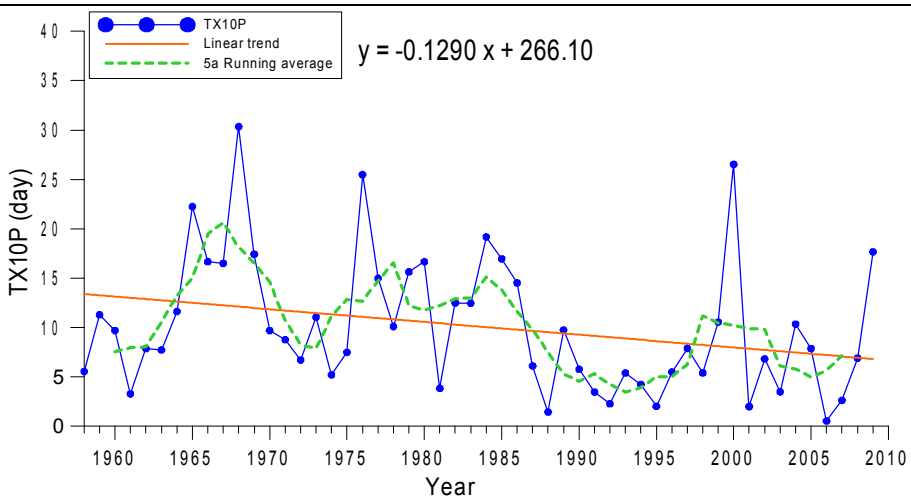


冷夜日数 TN10

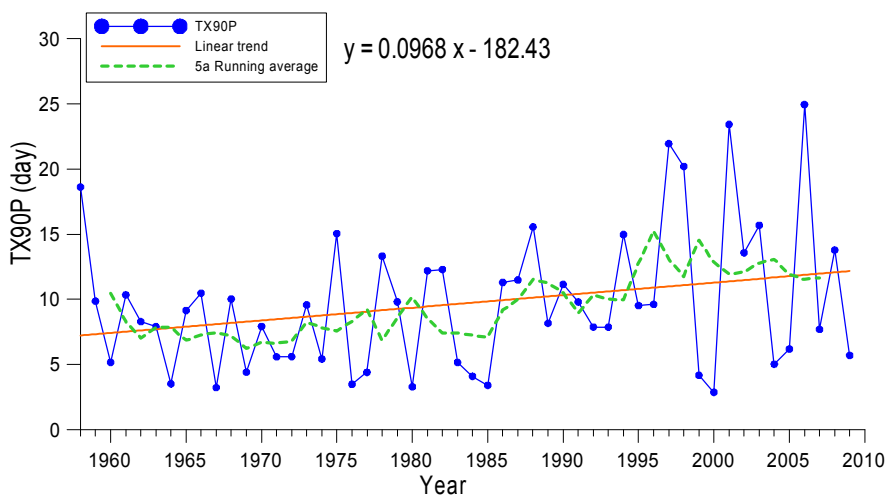


暖夜日数 TN90

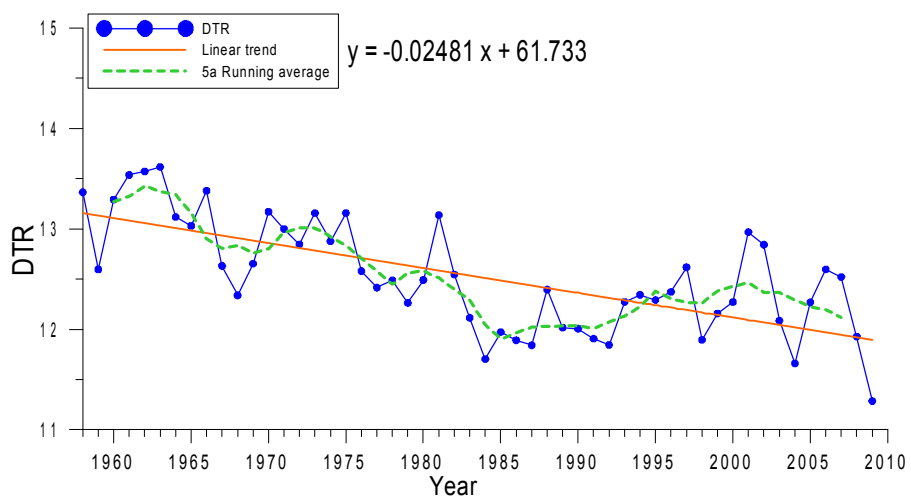
第四章 东北冬季极端气温事件的变化与城市化影响



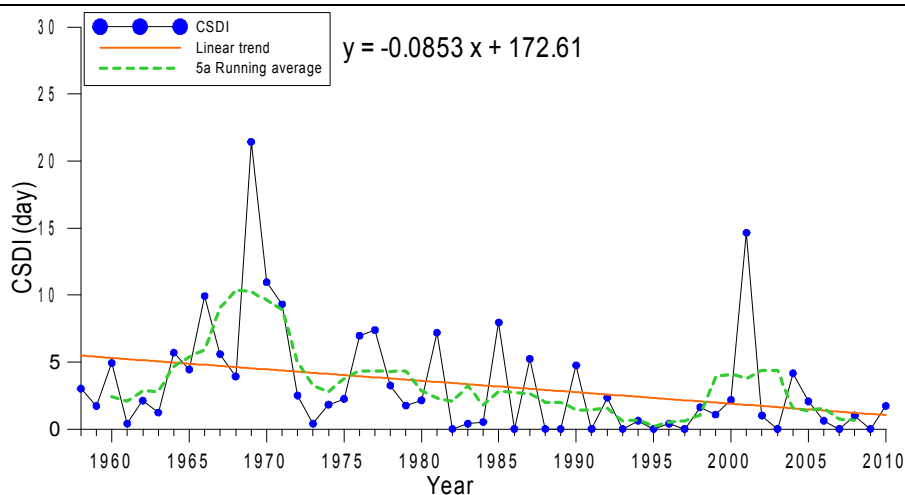
冷昼日数 TX10



暖昼日数 TX90



日较差 DTR



冷日持续指数 CSDI

图 4.1 冬季平均极端气温指数及其线性趋势

表 4.2 东北全区和分区冬季平均极端气温指数变化趋势(d/10a)

代码	名称	全区	北区	南区
TN10P	冷夜日数	-2.43**	-3.33**	-1.86**
TX10p	冷昼日数	-1.29*	-1.64**	-1.07
TN90p	暖夜日数	1.43*	1.85**	1.16
TX90p	暖昼日数	0.97	1.09	0.89
DTR	平均日较差	-0.25	-0.40	-0.15
CSDI	冷日持续指数	-0.85	-1.23*	-0.61

(注: * 表示通过 0.05 水平的显著性检验, **表示通过 0.001 水平的显著性检验)

4.3 城市化对极端气温变化的影响

为了定量评价城市化对极端气温指数变化趋势的影响, 参照周雅清^[58]等人定义方法:

城市化影响：指由于城市热岛效应加强等因素引起的城市附近台站极端气温指数线性趋势的变化，用 ΔX_{ur} 表示。设 X_u 为城市站极端气温指数的变化趋势， X_r 为乡村站极端气温指数的变化趋势。城市化影响(ΔX_{ur})的表达式为：

$$\Delta X_{ur} = X_u - X_r$$

当 $\Delta X_{ur} > 0$ 时，表示城市化影响使极端气温指数上升或增加；当 $\Delta X_{ur} = 0$ 时，表示城市化影响为0；当 $\Delta X_{ur} < 0$ 时，表示城市化影响使极端气温指数下降或减少。

城市化影响贡献率：指城市化影响对城市附近台站极端气温指数趋势变化的贡献率，即城市化影响在城市附近台站极端气温指数趋势变化中所占的比率，用 E_u 表示。城市化影响贡献率(E_u)的表达式为：

$$E_u = |\Delta X_{ur}/X_u| \times 100\% = |(X_u - X_r)/X_u| \times 100\%$$

考虑到使城市化影响贡献率 $0 \leq E_u \leq 100\%$ ，所以取了绝对值。当 $E_u = 0$ 时，表示城市化对城市站极端气温指数的变化趋势没有贡献；当 $E_u = 100\%$ 时，表示城市站极端气温指数的变化完全是由城市化影响造成的。实际计算当中，少数情况下 E_u 可能超过100%，说明可能存在某种尚未认清的局地因子影响，但这种情况均按100%处理。

其中乡村站的选取综合参考张爱英等（2010）和任国玉等（2010）的方法，采用以下标准和程序遴选参考站：

(1) 首先规定所有备选的参考站地面气温记录必须达到45年以上，并确定起始记录年份不晚于1961年。此外，参考站气温资料的连续性也非常重要，因此规定备选的参考站月平均气温无缺测记录。满足这两个条件的站台共有1416个，占全部台站数量的54%。

(2) 采用2000年全国人口普查的人口统计数据，规定参考站所在居民点的常住人口数小于2万人。这样的台站一般都是村镇。在备选的1416个台站中，满足这一条件的台站数量只有260个，大部分位于中西部地区，东部较为稀疏。在东北3省、华北平原、长江中下游、东南沿海和四川盆地等地区共16个省(直辖市)放宽人口标准，规定站点所在或附近居民点常住人口不超过7万。

(3) 已有研究表明, 台站附近居民点人口数量有时不能完全反映城市化对观测点气温的影响, 小城镇尤其如此。位于小城镇甚至乡村的台站, 如果观测场位于人工建筑区域内, 城镇化(包括城市热岛效应) 的影响仍然很明显。观测场周围的局地环境变化需要给予关注。因此, 在上述 332 个站的基础上, 又根据台站基础信息资料对这些站点进行了排查。首先根据站点具体位置信息剔除了位于村镇中心或太靠近建成区的台站。这个阶段还考虑了台站迁移次数, 规定参考站自 1961 年以来迁站次数不超过 2 次, 每次迁站水平距离不超过 5km。对于经纬度相差在 1b 左右的邻近站点, 根据人口数、台站位置信息及地区经济增长情况等综合做出判断, 保留那些符合上述标准的台站, 以保证所选台站空间分布的相对均匀性。

(4) 利用 GoogleEarth 的遥感图片资料和大比例尺地图资料, 对以上 245 个站点附近的观测环境逐一进行检验。在这个过程中, 主要是查看观测场周围人工建筑面积的相对比例。规定以观测场为中心、以 2km 为半径的区域内, 人工建筑面积所占比例不超过 33%。有 3 个站由于所在区域站点稀疏, 观测场周围等量范围内人工建筑面积所占比例少于 40%。

(5) 最后, 从 148 个站中随机抽取 60 个, 邀请当地专业技术人员根据独立的资料和信息对其观测环境情况进行检验。检验主要考虑附近居民点的常住人口和建成区面积、台站相对于附近居民点的方位和距离、人工建筑物所占比例等。

最终东北地区选取了黑龙江孙吴, 辽宁黑山, 内蒙古博克图、索伦、林西等 5 个乡村站。

表 4.3 给出了东北极端气温指数趋势变化中的城市化影响和城市化影响贡献率。1958~2009 年, 城市化造成东北地区冬季冷夜日数、冷昼日数显著减少, 暖昼日数显著增加。其中, 冷夜日数、冷昼日数序列中的城市化影响分别为 $-0.87\text{d}/10\text{a}$ 和 $-0.27\text{d}/10\text{a}$, 城市化影响贡献率为 35.8% 和 20.6%, 暖昼日数中的城市化影响是 $0.14\text{d}/10\text{a}$, 城市化影响贡献率为 14.5%, 近 53 年东北地区平均日较差受城市化影响是 $-0.026\text{d}/10\text{a}$, 且城市化影响贡献率为 10.5%。冷夜日数、冷昼日数、暖夜日数、暖昼日数、平均日较差、冷日持续指数等极端气温指数在东北 90 站和在乡村站变化趋势方向相同, 且均表现为极端低温事件减少, 极端高温事件增多, 日较差减少。

表 4.3 城市化影响及其贡献率

名称	冷夜日数	冷昼日数	暖夜日数	暖昼日数	平均日较差	冷日持续指数
东北 90 站	-2.43	-1.29	1.43	0.97	-0.25	-0.85
乡村站	-1.56	-1.02	1.43	0.83	-0.22	-0.49
城市化影响	-0.87	-0.27	0.004	0.14	-0.026	-0.36
城市化影响贡献率	35.8%	20.6%	0.28%	14.5%	10.5%	42.6%

目前分析城市化对单站或区域平均极端气温事件影响的工作还很少,张雷等^[59]对北京站做过评价。有大量的研究对平均最高和最低气温和气温日较差的变化进行了分析,发现地面气温上升是不对称的,最低气温明显升高,最高气温上升趋势较弱,气温日较差明显变小^[60]。国内和国外的许多研究证实了地面气温长期趋势变化的这种“非对称性”现象。谢庄等^[61]较早发现,北京站的最低气温显着增加,而最高气温反而降低的非对称变化,从而导致气温日较差显著减少。

陈正洪等^[62]研究湖北省城市化对平均气温变化趋势影响的同时,分析了平均最高和最低气温趋势的城市热岛效应和热岛增温贡献率,发现从 1961 年至 2000 年城市热岛效应导致城市站的年平均最低气温比最高气温增幅近一倍,热岛增温贡献率在 70% 以上,平均最高气温的热岛增温贡献率更大。周雅清等^[63]分析了从 1961 年到 2000 年城市化对华北地区和城市站和国家基准气候/基本气象站的气候平均最高和最低气温的趋势,发现城市化对平均最高气温变化趋势的影响微弱,个别台站和季节甚至可能造成降温,而对平均最低气温变化趋势的影响是很显著,在国家基准气候/基本气象站年均最低气温序列的上升趋势中,城市化影响的贡献率达到 52.6%。

翟盘茂等^[60]通过分析,初步认为大气水分的增加是全国平均气温日较差减少的可能原因之一。从前面图 5 中低温日数的减少远超过高温日数的增加,从一个侧面可以证明,在东北地区气温的变化中平均最低气温的增温超过最高气温的增温。近 53 年来冬季的平均最低气温上升最明显、日较差减少最显著、平均气温升高的趋势大,这都归结于冬季的最低气温升高明显。最低气温与最高气温均在升高,但

最低气温的上升幅度相对较大,且最低气温在冬季的上升幅度最大。结合赵宗慈等^[64]分析得到的结论:空气中 CO₂ 含量的增加可能是东北冬季变暖的主要原因,CO₂ 含量的增加对最低气温的影响也更明显。其物理解释是:白天地球主要通过吸收太阳短波辐射使地面增温,夜晚地球表面又向外辐射长波辐射来达到降温,并达到地面辐射平衡;而大气中的温室气体如 CO₂ 及其他微量气体对短波辐射没有太大影响,但对长波辐射的波段却有很强的吸收作用。当大气中 CO₂ 含量增加时,晚上地球表面所放出的长波辐射相对多的被大气吸收,达到增温的效果。大气中 CO₂ 含量增加对最低气温的影响较大,可能也是气温日较差减小的重要原因。

对东北各站的分析结果证实了谢庄等^[48]和陈正洪等^[49]的研究发现,并且表明城市化对冷指数的影响比暖指数的影响大得多;本文研究结果与周雅清等^[63]针对华北地区的分析结论也非常相似。本文和周雅清等^[50]的研究说明,长期以来国内外研究者反复证实的“气温非对称性变化”现象,主要与城市化对常用地面观测站最低气温的明显增加效应有关。除了分析城市化对气温日较差变化趋势的影响外,本文还分析了城市化因素对基于日最高、最低气温资料的主要极端气温指数变化趋势的影响。本文的分析表明,城市化对东北地区冷夜日数、冷昼日数等冷指数趋势变化均产生了明显的影响,而对暖夜日数和暖昼日数等基于暖指数趋势变化影响较小。

造成这种现象的一个原因可能是冷昼冷夜等寒冷时段,城市居民供暖,人类活动等产生的热量较多,另外在异常寒冷时段外界与城市居住,车辆等人类活动产生的热量气温温差更大。根据傅立叶导热定律, $\Phi = -\lambda A(dt/dx)$ 其中 Φ 为导热量, A 为传热面积, dt/dx 是物体沿 x 方向的气温梯度,即气温变化率, λ 为导热系数,是表征物质导热能力的大小,其中气体的导热率只与气温有关。在冷昼冷夜等寒冷时段城市热量将散发的更快,城市热岛效应更强,致使最低气温上升迅速,而最高气温上升相对缓慢,基于日最低气温的冷指数趋势变化显著,而基于日最高气温的暖指数趋势变化较小。城市里的人工建筑材料,白天比平地和乡村吸收更多短波辐射,夜晚以长波辐射形式释放出来,加之人工释放的各类热源,都是导致城市热岛效应的重要因素。

城乡站上空气溶胶的差异可能也是重要的。白天城市内和近郊区更高浓度的

气溶胶减弱了太阳直接辐射和总辐射，在一定程度上消弱甚至抵消了城市热岛效应的增温作用，致使由于城市热岛效应加强因素引起的相对不明显的最高气温上升幅度进一步减小，相关的极端气温指数变化更少；夜间城市上空的气溶胶则减弱了城市站附近的外逸地面长波辐射和冷却效应，在增强的城市热岛效应基础上，进一步增强了平均最低气温的上升速率，增强了基于日最低气温的极端气温指数变化趋势。

4.4 本章小结

(1) 采用气候变化检测、监测和指数专家小组定义的 6 个极端气温指数，使用 Rclimdex 软件计算逐站极端气温指数时间序列及线性趋势，并对趋势的统计显著性进行评估，结果表明：暖夜日数、暖昼日数明显增加；冷夜日数、冷昼日数、冷日持续指数均呈现减少趋势；日较差在逐年减小，北区变化最大。其中冷夜日数减少最明显，北区以 3.3d/10a 的速率下降，南区减少速率为 1.9d/10a，区域平均以 2.4d/10a 的速率下降。各站及区域平均冷夜日数的变化趋势均通过 0.001 水平的显著性 F 检验。

(2) 通过比较分析东北各站与乡村站的气温变化趋势表明：城市化因素不仅对地面平均气温变化趋势造成影响，也对基于日最低气温计算的各种极端气温指数序列的趋势变化具有明显的影响。城市化对冷指数的影响比暖指数的影响大得多；城市化造成东北地区冬季冷夜日数、冷昼日数显著减少，城市化影响贡献率为 35.8% 和 20.6%，暖昼日数显著增加，城市化影响贡献率为 14.5%。

第五章 冬季气温与环流指数的关系

5.1 与同期环流指数关系

用东北各区冬季平均气温距平序列与经向纬向环流指数做相关，发现东北冬季气温和欧亚纬向环流指数、亚洲纬向环流指数呈正相关。其中与欧亚纬向环流指数相关最强，南区相关系数最高达 0.69，显著性水平 $\alpha < 0.001$ （表 5.1）。因此，欧亚纬向环流的强弱是影响冬季东北地区气温高低的重要因子，其中对南部的影响最为显著。在异常发展的纬向型环流控制下，东亚大槽偏浅，西风带波动振幅不大且快速东移，高空西风气流强盛，东北地区冬季气温异常偏高。

表 5.1 东北冬季气温与环流指数的相关系数

	北区	南区	全区	显著性水平 α
欧亚纬向环流指数(IZ,0-150E)	0.555	0.691	0.668	0.001
亚洲纬向环流指数(IZ,60E-150E)	0.435	0.648	0.594	0.01
东亚槽位置(CW)	0.354	0.367	0.377	0.01
东亚槽强度(CQ)	0.464	0.289	0.368	0.05

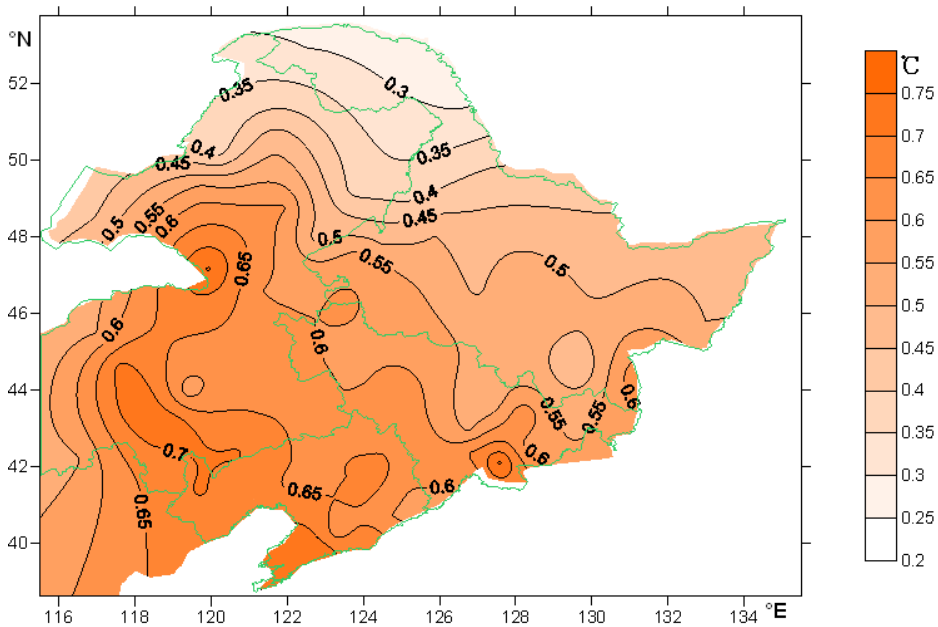


图 5.1 欧亚纬向环流指数与东北 90 站冬季气温同期相关系数

图 5.1 给出了欧亚纬向环流指数与东北 90 站冬季平均气温的同期相关系数, 同样可以看到大部分站点具有显著的正相关, 南部地区相关系数高达 0.75, 北部地区相关较低, 但多数台站也通过了 $\alpha < 0.01$ 的显著性水平检验, 表明东北地区冬季平均气温与欧亚纬向环流指数有较高的正相关性。

5.2 与前期环流指数关系

用前一年 1 月至前一年 11 月的 74 项环流指数, 计算了持续时间分别为 1 个月、2 个月、3 个月 30 种月季组合, 共得到备选环流指数因子数 2220(74×30)个。求其与东北各区冬季平均气温距平序列之间的相关, 选取超过 0.001 显著性水平的相关因子。发现东北冬季气温与前期 10 个副高面积指数呈现较显著正相关关系(表 5.2), 与前期 5 个极涡面积指数呈现较显著负相关关系(表 5.3)。相关性在不同区域存在较大差异以及较大的月季差别

表 5.2 东北冬季气温与前期夏季副高指数的相关关系

副高指数	前期夏季 6,7,8 月			前期 7,8 月			前期 8 月			α
	北区	南区	全区	北区	南区	全区	北区	南区	全区	
北半球副高面积指数(5E-360)	0.505	0.481	0.511	0.538	0.502	0.537	0.556	0.477	0.528	0.001
北非副高面积指数(20W-60E)	0.214	0.312	0.287	0.247	0.321	0.306	0.303	0.310	0.320	0.05
北非大西洋北美副高面积指数 (110W-60E)	0.448	0.465	0.478	0.478	0.486	0.503	0.494	0.433	0.475	0.01
西太平洋副高面积指数 (110E-180)	0.456	0.415	0.449	0.464	0.402	0.444	0.427	0.343	0.391	0.05
东太平洋副高面积指数 (175W-115W)	0.472	0.416	0.456	0.514	0.458	0.499	0.553	0.476	0.526	0.001
北美副高面积指数(110W-60W)	0.544	0.500	0.539	0.560	0.529	0.563	0.536	0.446	0.500	0.001
大西洋副高面积指数(55W-25W)	0.428	0.410	0.433	0.519	0.459	0.502	0.426	0.328	0.379	0.01
南海副高面积指数(100E-120E)	0.362	0.401	0.403	0.413	0.444	0.451	0.385	0.401	0.412	0.01
北美大西洋副高面积指数 (110W-20W)	0.541	0.502	0.538	0.583	0.541	0.580	0.560	0.456	0.515	0.001
太平洋副高面积指数 (110E-115W)	0.483	0.432	0.471	0.512	0.451	0.494	0.535	0.448	0.501	0.001

表 5.2 可以看出其中前期 8 月东太平洋副高面积指数、前期 7、8 月北美大西洋副高面积指数与东北冬季气温相关最好，超过 0.55(显著性水平 $\alpha<0.001$)。前期夏季 6，7，8 月北半球副高面积指数、北美大西洋副高面积指数、北美副高面积指数和太平洋副高面积指数相关都较好，最大相关系数超过 0.5。总体来说北区相关性好于南区，7、8 月好于夏季。8 月份的东太平洋副高面积指数相关性达到最高。

表 5.3 可以看出东北冬季气温与前期 10 月亚洲区极涡面积指数、前期 8 月北半球极涡面积指数相关最好，最大相关系数绝对值都超过 0.5，显著性水平达到 $\alpha<0.001$ ，其中北区相关性又好于南区。东北冬季气温与前期其他区域极涡面积指数相关性一般不高，仅与前期 8 月太平洋区极涡面积指数呈现较显著的负相关关系。

表 5.3 东北冬季气温与前期极涡指数的相关关系

极涡指数	前期 8 月			前期 10 月		
	北区	南区	全区	北区	南区	全区
亚洲区极涡面积指数 (1 区,60E-150E)	-0.413	-0.358	-0.395	-0.533	-0.485	-0.525
太平洋区极涡面积指数 (2 区,150E-120W)	-0.428	-0.350	-0.396	-0.337	-0.310	-0.334
北美区极涡面积指数 (3 区,120W-30W)	-0.294	-0.208	-0.250	-0.095	-0.063	-0.078
大西洋欧洲区极涡面积指数 (4 区,30W-60E)	-0.302	-0.296	-0.311	-0.129	-0.078	-0.100
北半球极涡面积指数 (5 区,0-360)	-0.535	-0.456	-0.506	-0.375	-0.313	-0.351

5.3 冷、暖冬年同期环流异常特征和成因分析

合成冷，暖冬年的同期 500hPa 高度场和海平面气压距平场（图 5.2，图 5.3）。在暖冬年，欧亚大陆的中纬度地区是大面积的正距平，欧亚大陆的高纬度地区为负距平，这种北低南高的位势高度距平场的配置使得欧亚纬向环流占优势，极涡在亚洲的活动范围减小，强度减弱。西风带波动振幅不大且快速东移，高空西风气流强盛，气流北侧靠近高纬度地面气压为负距平。在气流南侧气压为正距平。距平场的上述特征抑制了冷暖气团的经向交换，加上高纬度空气持续冷却，中纬度增温稳定维持，最终在高纬度出现气温负距平，中纬度出现气温正距平。东北地区出现暖冬年。冷冬年的位势高度距平场分布与暖冬年基本呈现出相反分布 欧亚大陆的中纬度地区为负距平控制，高纬度表现为正距平，使得冷冬年在中高纬度地区盛行经向

环流，在这样的环流形势背景下，极地的冷空气在西风带的偏北气流引导下，源源不断地向南入侵，造成中纬度的东北地区气温异常偏低，出现冷冬年。

两者海平面气压系统强弱具有明显差异，基本呈现相反位相分布，冷冬年明显的差异冷冬年，整个欧亚大陆海平面气压均为正距平，且西北部最强，最强正距平中心值达到 5hPa 以上，即西伯利亚高压在冷冬年明显加强，来源于高纬的冷空气势力增强，在此环流背景下东北易出现冷冬；位于太平洋北部的阿留申低压为负距平区，即低压强度也得到加强，暖冬年的海平面气压距平场分布与冷冬年相反，西伯利亚高压和阿留申低压均减弱，来源于高纬的冷空气势力减弱，所以在此环流背景下东北易出现暖冬

从表 5.2-表 5.3 可以看出，极涡与东北气温呈显著复相关，副高与东北气温呈正相关关系，如果 8 月和 10 月的极涡面积显著收缩，8 月东太平洋副高面积偏大，通常后期冬季我国的大部分地区气温上升；反之，若当年 8 月和 10 月的极涡面积显著扩展，8 月东太平洋副高面积偏小，那么冬季东北地区气温有下降趋势；特别当前期亚洲区极涡面积扩大(缩小)，冬季气温显著下降(上升)。从夏季同期 500hPa 高度距平场可以看出，当极涡面积异常偏大(偏小)，反映副高的 588 线主体也偏小(偏大)、偏南(偏北)，即北半球副高面积偏小(偏大)。

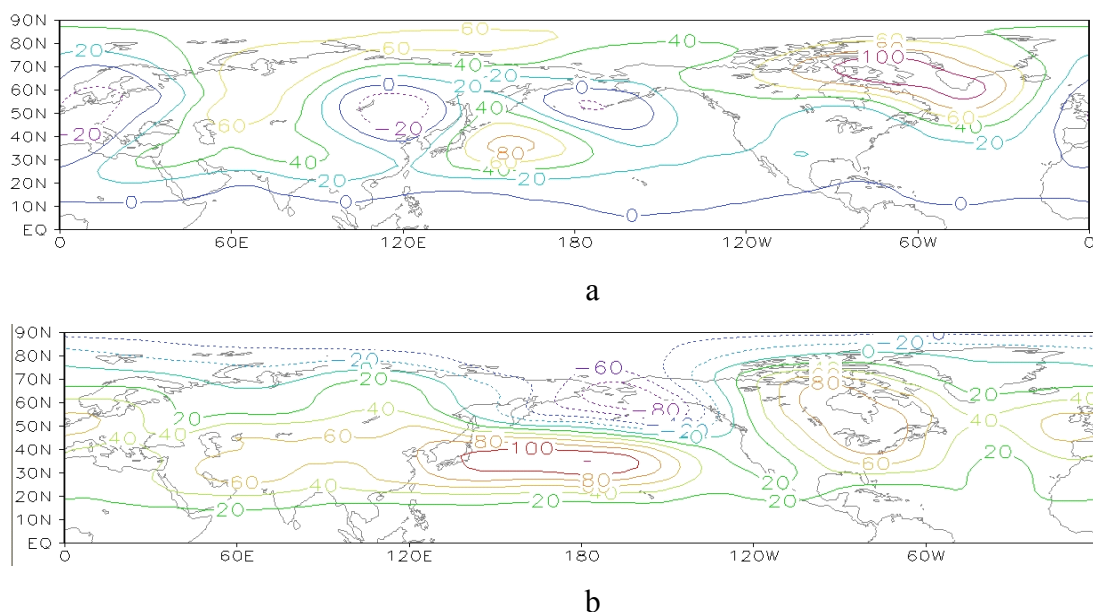


图 5.2 东北地区冷冬(a)，暖冬(b)年 500hPa 高度距平合成

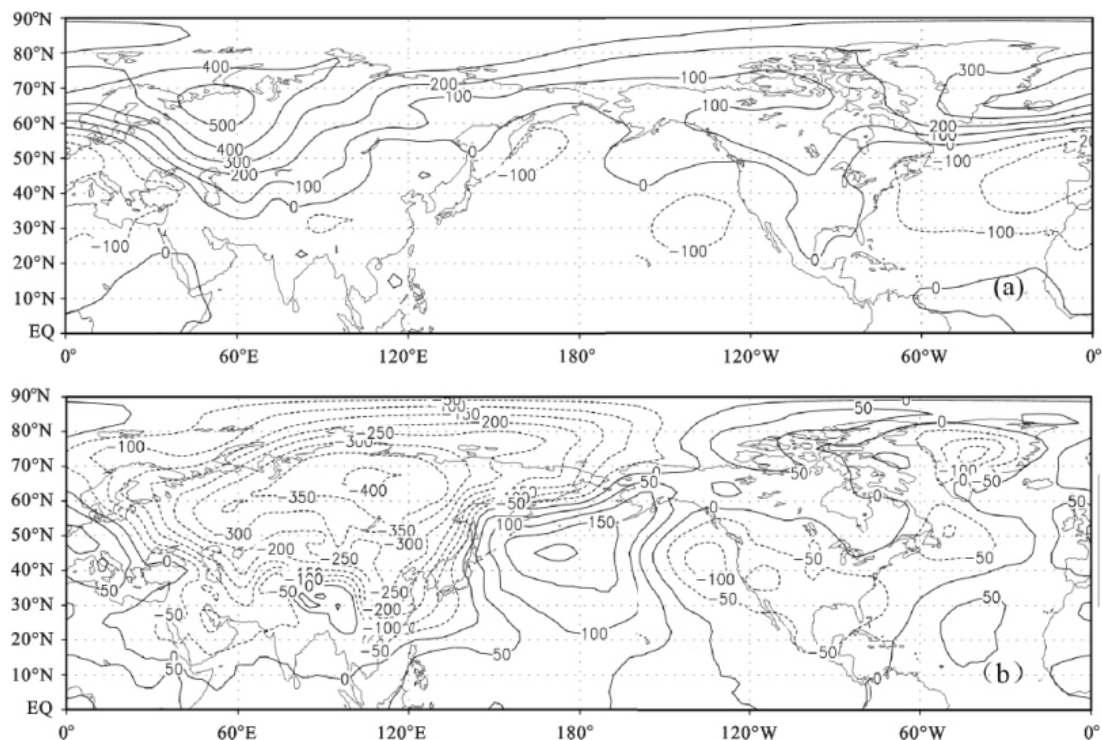


图 5.3 东北地区冷冬(a), 暖冬(b)年海平面气压距平合成(0.01hPa)

极涡和副高对气温的影响是一项非常复杂的问题，本文只是重点分析了它与同期及后期我国气温的关系，对如何影响后期气温的机理并没有作深入的论述，这在以后的工作中有待于进一步探讨。

5.4 本章小结

(1) 东北冬季气温同期显著相关环流因子是欧亚纬向环流指数、南部相关较好。用前一年 1 月至前一年 11 月的副高和极涡面积指数，分别计算了持续时间为 1 个月、2 个月、3 个月 30 种月季组合，共 2220 个备选因子数。选取超过 0.001 显著性水平的相关因子，得到了前期 5 个副高指数与 2 个极涡指数，北部相关更好。

(2) 冷，暖冬年海平面气压距平场可以看出，冷冬年，西伯利亚高压正距平，阿留申低压负距平，暖冬年，西伯利亚高压和阿留申低压均减弱；冷，暖冬年 500hPa 高度距平场可以看出，冷冬年，欧亚大陆中纬度地区是负距平，欧亚大陆高纬度地

区正距平，北高南低，盛行经向环流，暖冬年，欧亚大陆中纬度地区是正距平，欧亚大陆高纬度地区负距平，北低南高，盛行纬向环流。

(3) 极涡与东北气温呈显著复相关，副高与东北气温呈正相关关系，如果 8 月和 10 月的极涡面积显著收缩，8 月东太平洋副高面积偏大，通常后期冬季我国的大部分地区气温上升；反之，若当年 8 月和 10 月的极涡面积显著扩展，8 月东太平洋副高面积偏小，那么冬季东北地区气温有下降趋势。

第六章 基于大气环流指数的东北冬季气温统计预测方法

6.1 统计预测模型

根据以上冬季气温与副高和极涡面积指数的相关分析结果，选取超过 0.001 显著性水平的相关因子，取前期 8 月东太平洋副高面积指数；7、8 月北美大西洋副高面积指数；7、8 月北半球副高面积指数；7、8 月北美副高面积指数；7、8 月南海副高面积指数；10 月亚洲区极涡面积指数；8 月北半球极涡面积指数等 7 个显著性较高的环流影响因子作为因变量，建立东北地区冬季平均气温异常预测模型。

首先利用所选的 7 个因子序列(1957-2009 年)与东北全区冬季气温距平序列进行回归，使用向后去除变量选择方法建立回归方程，取单因子显著水平 $\alpha=0.10$ 。全区最后选入回归方程的是 3 个因子，包括前期 8 月东太平洋副高面积指数(175W-115W) X1，前期 10 月亚洲区极涡面积指数(1 区，60E-150E) X2，前期 8 月北半球极涡面积指数(5 区，0-360) X3。线性统计模型形式为：

$$T = \alpha X_1 + \beta X_2 + \gamma X_3$$

式中各变量均为标准化变量，然后利用多元回归的最小二乘法求解回归系数，确立模型，回归预测方程：

$$\text{全区：} Y=0.243X_1-0.301X_2-0.323X_3 \quad R=0.67 \quad F=13.33 \quad (1)$$

(1) 式剩余误差的均方差=0.584。

本文也通过逐步回归方法建立了多元回归方程，得到前期 7、8 月北美大西洋副高面积指数和 10 月亚洲区极涡面积指数为因变量的统计模型：

$$\text{全区：} Y=0.417X_4-0.293X_2 \quad R=0.63 \quad F=16.35 \quad (2)$$

(2) 式剩余误差的均方差=0.629。

通过计算和比较发现，向后去除变量选择方法建立的回归方程优于逐步回归方法建立的方程，前者剩余误差（残差）的均方差与复相关系数均好于后者。因此，

对于 7 个因子的筛选使用向后去除变量法选取出最优预测因子，建立了“最优”回归统计模型。

利用同样方法和步骤，建立了北区和南区冬季平均气温异常的预测模型，其中北区最后选入回归方程的是 3 个因子是：前期 8 月东太平洋副高面积指数 (175W-115W) X_1 ，10 月亚洲区极涡面积指数(1 区，60E-150E) X_2 ，8 月北半球极涡面积指数(5 区，0-360) X_3

$$\text{北区: } Y=0.267X_1-0.290X_2-0.346X_3 \quad R=0.70 \quad F=15.52 \quad (3)$$

(3) 剩余误差的均方差=0.544

南区最后选入回归方程的是 3 个因子是：前期 7、8 月北美副高面积指数 (110W-60W) X_1 ，10 月亚洲区极涡面积指数(1 区，60E-150E) X_2 ，8 月北半球极涡面积指数(5 区，0-360) X_3 ：

$$\text{南区: } Y=0.242X_1-0.292X_2-0.225X_3 \quad R=0.61 \quad F=9.69 \quad (4)$$

(4) 剩余误差的均方差=0.666

以上各式均通过了显著性水平为 0.01 的 F 检验， $F \gg F_{0.01}(3, 40) = 4.31$ 。复相关系数分别为 0.67、0.70、0.61。

6.2 统计模型检验

北区和全区冬季平均气温与所选取的前期环流因子复相关系数较高。图 6.1 给出利用相应统计预测模型计算得到预测值(图 6.1 中折线)和冬季平均气温距平序列。可见，两者对应关系较好。

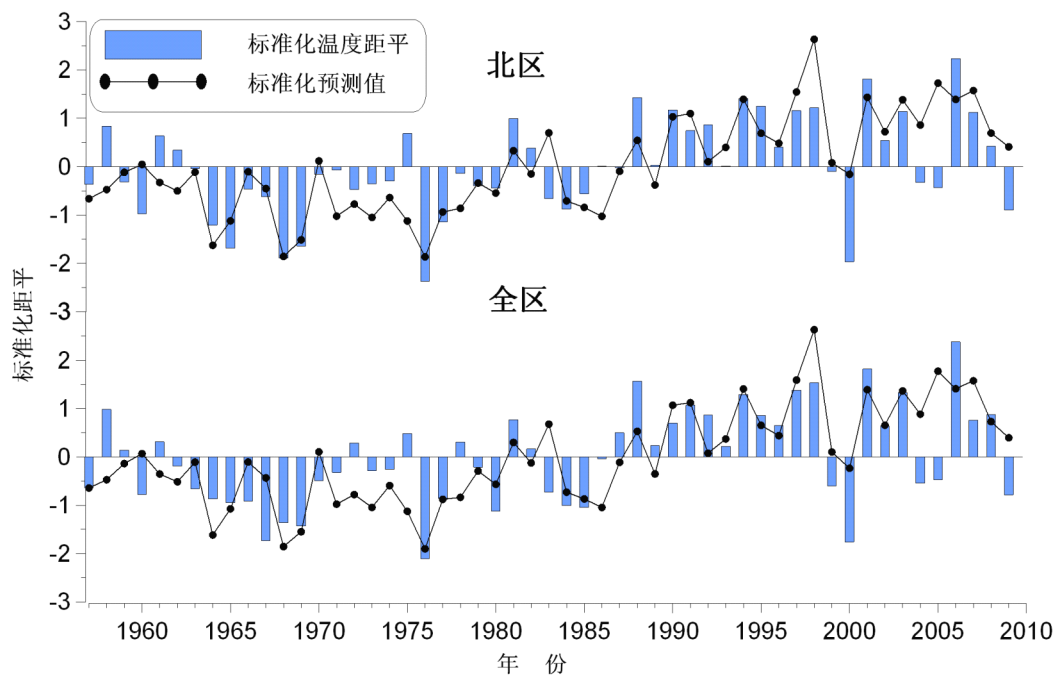


图 6.1 根据统计模型获得的标准化预测值与东北北区和全区冬季气温标准化距平的比较

表 6.1 模型预测值与冷、暖冬年的对应关系

北区		全区	
冷年	预测值	暖年	预测值
1964*	-1.6268	1988	0.5448
1965*	-1.1224	1990*	1.0328
1968*	-1.8578	1994*	1.3950
1969*	-1.5153	1995	0.6905
1976*	-1.8682	1997*	1.5459
1977#	-0.9383	1998*	2.6359
2000	-0.1575	2001*	1.4347
		2003*	1.3843
		2006*	1.3911
		2007*	1.5750
80%		80%	
		50%	
		87%	

*表示大于（小于）1.0（-1.0），#表示接近 1.0（-1.0）

表 6.1 分别列出了北区和全区冷冬年、暖冬年及对应的模型预测值。根据大于（小于）1.0（-1.0）倍标准差作为确定冬季冷暖的标准，在 1957-2009 年间，北区 80%的暖冬年和 80%冷冬年可以预测出，全区 87%的暖冬年能够预测出来。因此，本文所建立的统计预测模型对东北地区冷、暖冬年具有一定预测能力，尤其是暖冬年，误报率较低。

6.3 独立样本检验

以上试验均以 53 个冬季为训练期，即 53a 的观测值全部参与了建立和检验预报方法的运算。为了检验实际预报能力，有必要将所有的观测资料分为两个时段，即 1957—1999 年和 2000—2009 年，采用前 43 a 的资料按上述步骤建立统计预测模型，后 10 年资料用来进行模型预测能力的独立检验。这样获得的各区预测模型分别为：

$$\text{北区: } Y=0.308X_1-0.249X_2-0.395X_3 \quad R=0.75 \quad F=16.59$$

$$\text{南区: } Y=0.225X_1-0.286X_2-0.292X_3 \quad R=0.62 \quad F=8.133$$

$$\text{全区: } Y=0.267X_1-0.284X_2-0.344X_3 \quad R=0.71 \quad F=12.99$$

上述各方程入选的环流因子与上节相应方程基本一致，回归系数略有不同。

图 6.2 给出了，以北区为例 2000—2009 年 10 年逐年的预测值和观测值对比曲线图，由于这里作为检验的后 10 年样本容量不很大，独立样本试验有相当大的随机性。仅有的 2000 年和 2009 年两个冷冬年都成功预测出来，2001 年和 2006 年两个暖冬预测出一个。除了 2005 年，距平超过 0.5 倍标准差的冷暖年份趋势都报对。总体前 5 年的预测比后 5 年要好一些。以上独立样本预报检验说明，模型有一定的预报能力。

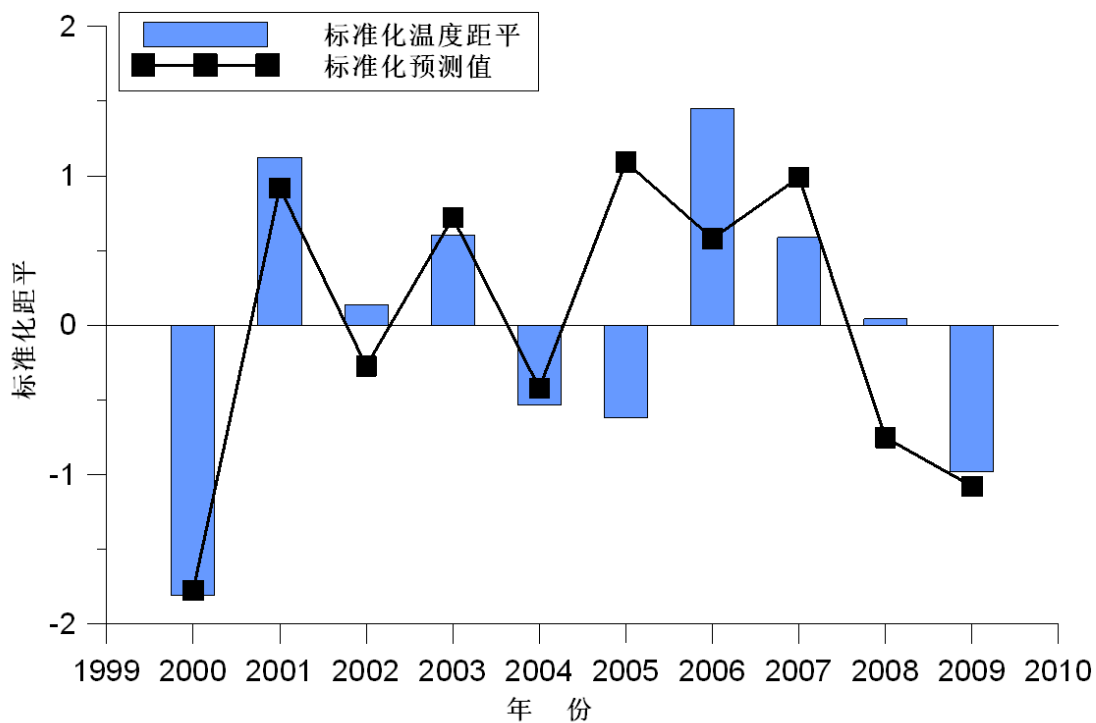


图 6.2 独立样本 10 年标准化预测值与东北北区冬季 EOF1 标准化时间系数的比较

图 6.3 给出了利用后 10a 独立样本资料计算获得的各站的预测值和实际观测值之间的相关系数分布情况。平均相关系数 $r=0.61$ ，大部分区域在 0.6 以上，北区大部超过 0.7。

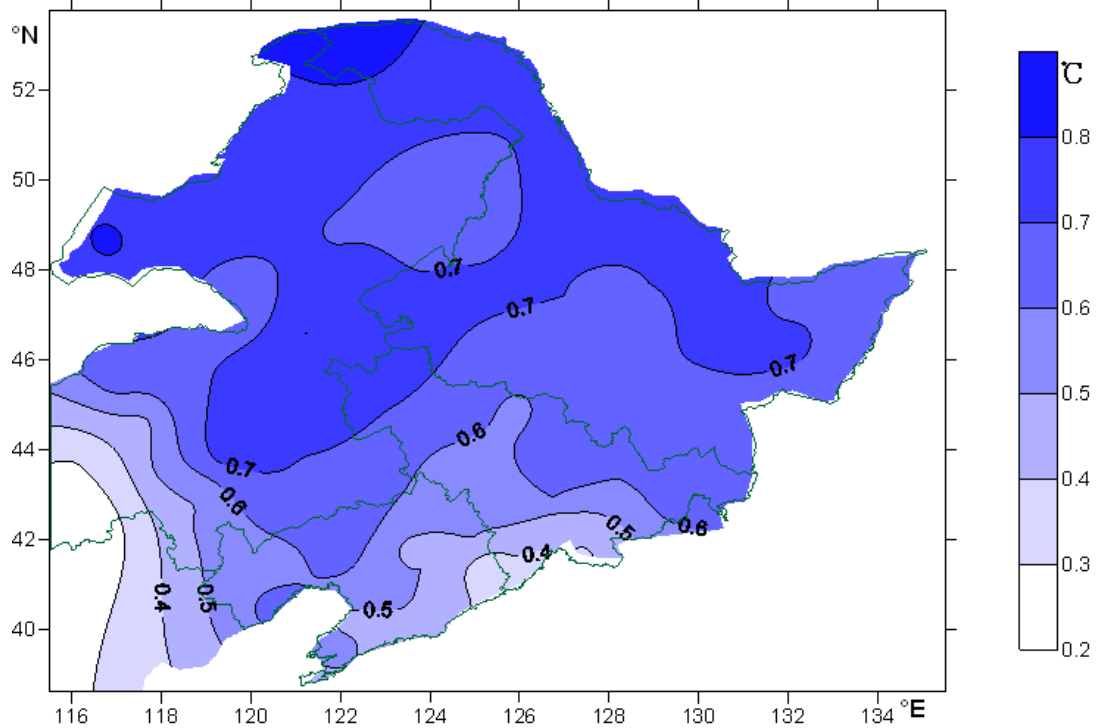


图 6.3 模型预报值与观测值相关系数空间分布

6.4 本章小结

考虑单因子显著水平和部分相关，使用向后去除变量选择方法，选取前期 8 月东太平洋副高面积指数(175W-115W)、10 月亚洲区极涡面积指数(1 区, 60E-150E)、8 月北半球极涡面积指数(5 区, 0-360)等 3 个回归效果最显著的预测因子，保证了方差贡献最大，避免了过多增加自变量而导致的回归方程平均误差的增大^[65]，建立了“最优”回归方程，回报与独立样本检验效果较好，说明其具有一定的预测技巧。冷、暖冬预测可以把选定时段和区域的极涡和副高面积指数作为一个重要的影响因素，且误报率较低。

第七章 结论

本文利用中国东北地区 90 站 1957-2010 年逐日最高、最低气温资料, 74 项环流指数, NCAR/NCEP 再分析资料等, 选择东北地区冬季气温异常的规律和成因作为研究对象, 分析了平均气温与极端气温事件变暖的幅度, 区域分布特征, 城市化影响贡献率, 与主要环流指数的关系等, 探讨造成这种变化的局地人类活动影响和环流影响因子, 并选取关键因子建立了预测模型。主要结论如下:

(1) 1957-2010 年东北冬季增温明显, 平均上升速率达到 $0.45^{\circ}\text{C}/10\text{a}$, 北部增温更快。冬季增温主要是从 20 世纪 80 年代中期开始的, 1980 年代中期以前, 气温在较小的范围内上下波动, 而从 80 年代中期开始, 气温呈不断上升趋势。冷冬年集中发生在 20 世纪 60-70 年代, 暖冬年集中发生在 90 年代以后, 且暖冬年发生强度和频率有显著增加趋势, 冷冬年发生强度和频率则显著减小。

(2) 根据冬季平均气温距平 REOF 分解的前 3 个载荷向量的空间分布, 将东北地区划分为分别以辽宁西南和黑龙江北部为中心的两个气候区。东北南、北两区的冷、暖冬年出现的时间有较大的不同, 在 1957~2010 年间两者共同的冷冬年只有 3 年, 暖冬年有 7 年。

(3) 采用 6 个极端气温指数, 分析逐站极端气温指数时间序列及线性趋势, 并对趋势的统计显著性进行检验, 结果表明: 东北地区暖夜日数、暖昼日数明显增加; 冷夜日数、冷昼日数、冷日持续指数均呈显著减少趋势; 日较差在逐年减小, 北区变化更大。其中冷夜日数减少最明显, 北区以 $3.3\text{d}/10\text{a}$ 的速率下降, 南区减少速率为 $1.9\text{d}/10\text{a}$, 区域平均以 $2.4\text{d}/10\text{a}$ 的速率下降。各站及区域平均冷夜日数的变化趋势均通过 0.001 水平的显著性检验。

(4) 通过比较分析东北各站与乡村站的气温变化趋势表明: 城市化对各种极端气温指数序列的趋势变化具有明显的影响。城市化对冷指数的影响比暖指数的影响更大。城市化对冷夜日数、冷昼日数减少的贡献率为 35.8% 和 20.6%, 暖昼日数增加的城市化影响贡献率为 14.5%。

(5) 与东北冬季气温同期显著相关的环流因子是欧亚纬向环流指数, 特别是

南部相关更好。用前一年逐月的各种环流指数，分别计算了持续时间为 1 个月、2 个月、3 个月 30 种月季组合，共 2220 个备选因子数。选取超过 0.001 显著性水平的相关因子，得到了前期 5 个副高指数与 2 个极涡指数，相关最好的是东北北部。

(6) 考虑单因子显著水平和部分相关，使用向后去除变量选择方法，得到 3 个最优预测因子，分别是：8 月东太平洋副高面积指数(175W-115W)，10 月亚洲区极涡面积指数(1 区，60E-150E)，8 月北半球极涡面积指数(5 区，0-360)，建立了“最优”回归方程，检验表明模型有一定的预报技巧。冷、暖冬预测可以把选定时段和区域的极涡和副高面积指数作为一个重要的影响因素，且误报率较低。东太平洋副高与极涡并非孤立影响东北气温，而是配合起来共同作用，但其中机理有待进一步研究。

参考文献:

- [1] 王绍武. 现代气候学研究进展[M]. 北京:气象出版社 2001: 80~87
- [2] 王绍武, 蔡静宁, 朱锦红, 龚道溢. 中国气候变化的研究[J]. 气候与环境研究, 2002, (02): 137~145
- [3] 任国玉, 初子莹, 周雅清, 等. 中国气温变化研究最新进展[J]. 气候与环境研究, 2005, (04): 701~716
- [4] 李春, 方之芳. 北极涛动与东北冬季温度的联系[J]. 高原气象, 2005, (06): 927~934
- [5] 江志红, 丁裕国, 陈威霖. 21 世纪中国极端降水事件预估[J]. 气候变化研究进展, 2007, 3(4):202~207.
- [6] 周雅清, 任国玉. 中国大陆 1956~2008 年极端气温事件变化特征分析[J]. 气候与环境研究, 2010, (04): 405~417
- [7] 翟盘茂, 任福民. 中国近四十年最高最低温度变化[J]. 气象学报, 1997, 55(4):418~429.
- [8] Zhai P M, A J Sun, F M Ren et al. Changes of climate extremes in China[J]. Climate Change, 1999, 42(1):203~218.
- [9] 丁一汇, 任国玉, 石广玉, 等. 气候变化国家评估报告(I): 中国气候变化的历史和未来趋势. 气候变化研究进展, 2006, (01): 3~8
- [10] Zheng Xiaogu(ets.). Trend detection in regional-mean temperature series: maximum, minimum, mean, diurnal range, and SST[J]. J Climate, 1997, 10(2):317~326
- [11] Ghil M(ets.). Interdecadal oscillation and the warming trend in global temperature time series. Nature, 1991, 350:324~327
- [12] Yatagai A(ets.). Trend and decadal-scale fluctuations of surface air temperature and precipitation over china and Mongolia during the recent 40 years periods(1951~1990) [J]. J Metroe Soc Japan, 1994, 72(6):937~957
- [13] 屠其璞. 北半球增暖对我国气候的影响[J]. 南京气象学院学报, 1991, 14(3):269~276
- [14] 戴晓苏等译. 全球变暖(第二版) [M]. 气象出版社, 2001:1~306
- [15] 王绍武. 现代气候学研究进展[M]. 气象出版社, 2001: 82~92
- [16] 王绍武. 气候诊断与预测研究进展(1991-2000) [M]. 气象出版社, 2001:128~142
- [17] IPCC. Climate Change: The IPCC 1990 and 1992 Assessments. 由 WMO 和 UNEP 出版, 1992:64
- [18] Easterling D R, Evans J L, Grosman p Ya et al. Observed variability and trends in extreme events: A brief review. Bull. Amer. Meteor. Soc., 2000, 81(3):417~425.

参考文献

- [19] Bonsal B R,Zhnag X B , Vincent L A et al.Characteristics of daily and extreme temperature over Canada[J].J.Climate, 2001, 5(14):1959~1976.
- [20] Monton M J Della-Marta P M, Hyalock M R et al.Trend in exertme daily rainfall and temperature in Southeast Asia and the South Pacific:1961-1998.Int[J].J Climate., 2001.21:269~284.
- [21] 王绍武.近百年气候变化与变率的诊断研究[J].气象学报, 1994, 52(3):261~273
- [22] 施能等.中国近 100 年来 4 个年代际的气候变化特征[J].气象学报, 1995, 53(4):431~439
- [23] 林学椿.中国近百年气温序列[J].大气科学, 1995, 19(5):525~534
- [24] 陈隆勋.近四十年我国气候变化的初步分析[J].应用气象学报, 1991, 2:164~173.
- [25] 李建平, 史久恩.一百年来全球气候突变的检验与分析[J].大气科学, 1993, 增刊:132~140.
- [26] 丁一汇, 戴晓苏.中国近百年来的温度变化[J].气象, 1994, NO.12:418~429.
- [27] 陈峪, 任国玉, 王凌, 等. 近 56 年我国暖冬气候事件变化[J]. 应用气象学报, 2009, (05) : 539~545
- [28] 江志红, 丁裕国, 屠其璞.中国近 50 年冬夏季极端气温场的年代际空间型态及其演变特征研究[J].应用气象学报, 1998, 10(增刊):97~103.
- [29] 丁裕国, 江志红.中国近 50 年严冬和冷夏演变趋势与区划[J].应用气象学报, 1995, 10(增刊):88~96.
- [30] 潘晓华, 翟盘茂.近五十年中国极端温度和降水事件变化规律的研究.中国气象科学研究院硕士学位论文, 2002.
- [31] 潘晓华, 翟盘茂.气温极端值的选取与分析[J].气象, 2002, 28(10):28~31.
- [32] 李如琦, 王谦谦.江淮梅雨期(6~7 月)最高气温的区域特征[J].南京气象学院学报, 2005, 28(3):308~315.
- [33] 娄德君, 李治民, 王冀, 等.近 40 年来东北地区极端气温变化特征及其影响[A].中国气象学会 2007 年年会气候变化分会场论文集[C], 2007.
- [34] 孙凤华.东北冬季气温异常与全球前期海温的关系及可预测性分析[J]. 安徽农业科学, 2009, 37:17806~17809.
- [35] 陈佩燕, 倪允琪, 殷永红. 近 50 年来全球海温异常对我国东部地区冬季温度异常影响的诊断研究[J]. 热带气象学报, 2001, (04) : 371~380
- [36] 张卫青, 钱永甫. 全球海气相互作用关键区及区内气候特征分析[J]. 热带气象学报, 2001, (01) : 23~33
- [37] 杨素英, 王谦谦, 孙凤华. 中国东北南部冬季气温异常及其大气环流特征变化[J]. 应用气象学报, 2005, (03) : 334~344
- [38] 侯伟芬,王谦谦,刘燕.江南地区夏季气温异常与全球海温异常的相关关系[J]. 南京气象学院学报, 2004, 27

- (4) : 539~544.
- [39] 王光宇,曾群柱.北半球雪盖与我国夏季气温的相关分析[J]. 冰川冻土, 1994, 16 (1) : 49~52.
- [40] 陈寅生,陈隆勋.北极冰盖对我国气温和降水的影响[J]. 南京气象学院学报, 1994, 17 (1) : 51~57.
- [41] 陈明轩,管兆勇,徐海明.冬春季格陵兰海冰变化与初夏中国气温、降水关系的初步分析[J]. 高原气象, 2003, 22 (1) : 7~13.
- [42] Y 许利,毕云,钱永甫.青藏、伊朗高原春夏季高层热力异常与我国夏季气温的关系[J]. 高原气象, 2004, 23 (3) : 323~329.
- [43] 龚道溢,朱锦红,王绍武.西伯利亚高压对亚洲大陆的气候影响分析[J]. 高原气象, 2002, 21 (1) : 8~14.
- [44] 王永波,施能.夏季北大西洋涛动异常与我国天气气候的关系[J]. 气象科学, 2001, 21 (3) : 271~278.
- [45] 何春,何金海.冬季北极涛动和华北冬季气温变化关系研究[J]. 南京气象学院学报, 2003, 26 (1) : 1~7.
- [46] Bretherton C S, Smith C, Wallace J M. An intercomparison of methods for finding coup led patterns in climate data[J]. J Climate, 1992, 5 (6) : 541~560.
- [47] Wallace J M, Smith C,Brethert on C S . Singular value decomposition of winter2ti me sea surface temperature and 5002 mb height anomalies[J]. J Climate, 1992, 5 (6) : 561~576.
- [48] Easterling D R, Meehl G A, Pamesan C, et al.Cliamte extremes Observations modeling and impacts[J].Science, 2000, 289(5487):2068~2074.
- [49] Beniston M, Stephenson D B, Christensen O B, et al.Future extreme events in European climate An exploration of regional elimate model projections[J].Cliamtic Change, 2007, 81(Supplementl):71~95.
- [50] Houghton J T, Ding Y, Griggs D J, et al.IPCC, Cliamte change 2001:The seientific basis[C]//Observed Cliamte Varability and Change Cambridge, United Kingdom and New York, USA:Cambridge University Press, 2001.
- [51] IPCC, Cliamte change 2007:The Physical science basis [C]//Contribution of working Group 1to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change.Calllbrigde, United Kingdom and New York, USA:Cambridge University Press, 2007.
- [52] Ktev D, Sexton D M H, Alexander L, et al.Comparison of modeled and observed trends in indices of daily climate extremes[J].Journal of Climaze, 2003, 16(22):3560~3570.
- [53] 魏凤英.现在气候统计诊断预测技术, 北京:气象出版社, 1999 : 128~134

- [54] Jones P D , Hulme M. Calculating regional climatic time series for temperature and precipitation : methods and illustrations. *Int J Climatol* , 1996 ,16 : 361~377
- [55] 阮桂海. SPSS 实用教程[M]. 北京: 电子工业出版社, 2000 : 143~146
- [56] 任国玉, 郭军, 徐铭志, 等. 近 50 年中国地面气候变化基本特征[J]. *气象学报*, 2005, (06) : 942~956
- [57] 董满宇, 吴正方. 近 50 年来东北地区气温变化时空特征分析[J]. *资源科学*, 2008, 30 (7): 1093~1099
- [58] 周雅清, 任国玉. 城市化对华北地区最高、最低气温和日较差变化趋势的影响[J]. *高原气象*, 2009, 28 (5): 1158~1166
- [59] 张雷, 任国玉, 刘江, 等. 城市化对北京气象站极端气温指数趋势变化的影响[J]. *地球物理学报*, 2011, 54 (5): 1150~1159
- [60] 翟盘茂, 任福民. 中国近四十年最高最低气温变化[J]. *气象学报*, 1997, 55 (4): 418~429
- [61] 谢庄, 曹鸿兴. 北京最高和最低气温的非对称变化[J]. *气象学报*, 1996, 54 (4): 501~507
- [62] 陈正洪, 王海军, 任国玉, 等. 湖北省城市热岛强度变化对区域气温序列的影响[J]. *气候与环境研究*, 2005, 10 (4), 771~779
- [63] 周雅清, 任国玉. 城市化对华北地区最高、最低气温和日较差变化趋势的影响[J]. *高原气象*, 2009, 28 (5): 1158~1166
- [64] 高学杰, 赵宗慈, 丁一汇, 等. 温室效应引起的中国区域气候变化的数值模拟 I : 模式对中国气候模拟能力的检验[J]. *气象学报*. 2003(01): 20~28
- [65] 马开玉, 丁裕国等. 气候统计原理与方法[M]. 北京: 气象出版社, 1993 : 146~165

硕士期间发表的论文与科研奖励

1. 论文《东北地区冬季气温变化特征及其与大气环流异常的关系》将发表于“中国科技核心期刊”《气象与环境学报》2012年5期。
2. 2011年，作为科技发明制作A类“一种双垂直轴风力发电机”的唯一设计者，参加了素有大学生科技创新“奥林匹克”之称的“挑战杯”全国大学生课外学术科技作品竞赛（硕士组）的比赛，进入国赛，获得第十二届“挑战杯”全国大学生课外学术科技作品竞赛（硕士组）江苏省二等奖。
3. 2010年，获得两项实用新型专利

致 谢

本文在导师任国玉研究员的悉心指导下完成的。在论文完成之际，首先向恩师表示衷心的感谢。老师广博丰富的学识、严谨的治学精神、求实的科学态度和平易近人作风给我留下了极深的印象。从论文选题到修改、完稿，无不倾注了导师孜孜不倦的教诲，导师的言传身教，令我终生受益，并将成为我一生中最宝贵的财富。

在三年的学习与工作中，得到了南京信息工程大学大气科学学院李栋梁老师的关心指导，无私帮助，使我终生受益，在此表示衷心的感谢。还感谢南京信息工程大学大气科学学院和研究生部的各位老师，感谢你们热情无私、尽心尽力的为论文撰写工作提供的多方面帮助和指导。感谢唐盛、茅海祥、王春学、丁煌等诸多同学在我的学习与工作中给予了许多帮助。另外，向我的师兄师姐师妹周雅清、张雷、冯亚文、任玉玉、李娇、战云健、孙秀宝等给予的帮助表示深深的谢意！

最后特别感谢我的家人，有了你们的关心和支持，论文才得以顺利完成。