



中华人民共和国气象行业标准

QX/T 457—2018

气候可行性论证规范 气象观测资料 加工处理

Specifications for climatic feasibility demonstration—Processing
meteorological observation data

2018-11-30 发布

2019-03-01 实施

中 国 气 象 局 发 布

目 次

前言	II
1 范围	1
2 规范性引用文件	1
3 术语和定义	1
4 基本规定	2
5 方法	2
附录 A(资料性附录) 差值法	4
附录 B(资料性附录) 比值法	5
附录 C(资料性附录) 回归方程法	6
附录 D(资料性附录) 均一性检验方法	7
参考文献	11

前 言

本标准按照 GB/T 1.1—2009 给出的规则起草。

本标准由全国气候与气候变化标准化技术委员会(SAC/TC 540)提出并归口。

本标准起草单位:安徽省气象灾害防御技术中心、中国气象局公共气象服务中心、安徽省亳州市气象局、国家气候中心、陕西省气候中心、沈阳区域气候中心。

本标准主要起草人:程向阳、陶寅、温华洋、张永山、邱阳阳、侯威、张恬、唐为安、鞠晓雨、何冬燕、孙浩、孙娴、朱浩、龚强、汪明光、朱华亮、王凯、鲁俊、戴灿星。

气候可行性论证规范 气象观测资料加工处理

1 范围

本标准规定了气候可行性论证工作中气象观测资料加工处理的基本规定和方法。
本标准适用于气候可行性论证工作中气象观测资料的加工处理。

2 规范性引用文件

下列文件对于本文件的应用是必不可少的。凡是注日期的引用文件,仅注日期的版本适用于本文件。凡是不注日期的引用文件,其最新版本(包括所有的修改单)适用于本文件。

GB/T 34412—2017 地面标准气候值统计方法

GB/T 35237—2017 地面气象观测规范 自动观测

QX/T 62—2007 地面气象观测规范 第 18 部分:月地面气象记录处理和报表编制

QX/T 64—2007 地面气象观测规范 第 20 部分:年地面气象资料处理和报表编制

QX/T 65—2007 地面气象观测规范 第 21 部分:缺测记录的处理和不完整记录的统计

QX/T 118—2010 地面气象观测资料质量控制

3 术语和定义

下列术语和定义适用于本文件。

3.1

气候可行性论证 climatic feasibility demonstration

对与气候条件密切相关的规划和建设项目进行气候适宜性、风险性及可能对局地气候产生影响的分析、评估活动。

[QX/T 242—2014,定义 3.4]

3.2

参证气象站 reference meteorological station

气象分析计算所参照具有长年代气象数据的国家气象观测站。

注:国家气象观测站包括 GB 31221—2014 中定义的国家基准气候站、国家基本气象站、国家一般气象站。

[QX/T 423—2018,定义 3.1]

3.3

均一性 homogeneity

仅受天气、气候本身影响,不存在由于非自然原因造成相对于自然变率不可忽视的系统差异的资料序列所具有的一种性质。

注:如果气象记录序列仅仅是实际气候变化的反映,并不受台站迁移、仪器换型、台站环境变化、观测方式改变等因素影响,那么该序列就是均一的。

3.4

有效断点 effective breakpoint

因台站迁移、仪器换型、台站环境变化、观测方式改变等非天气、气候因素造成的资料序列的不连续点。

4 基本规定

对气候可行性论证工作中涉及的所有气象观测资料均应进行加工处理。加工处理基本流程见图 1。

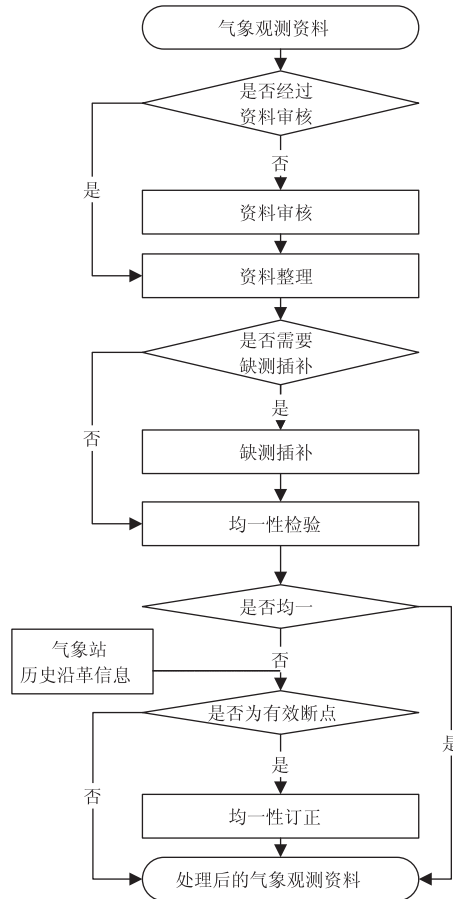


图 1 气象观测资料加工处理基本流程

5 方法

5.1 资料审核与整理

5.1.1 地面气象观测资料

5.1.1.1 按照 QX/T 118—2010 中 3.2 的要求进行资料审核,包括格式检查、缺测检查、界限值检查、主要变化范围检查、内部一致性检查、时间一致性检查、空间一致性检查,并给出数据质量标识。

5.1.1.2 审核后的资料采用以下方法进行整理:

- a) 日、月、年值数据的历年统计值按照 QX/T 62—2007 中第 8 章、第 9 章、第 10 章, QX/T 64—2007 中第 7 章、第 8 章、第 9 章,以及 QX/T 65 规定的方法统计;
- b) 日、月、年值数据的累年统计值按照 GB/T 34412—2017 中 7.2 规定的方法统计;
- c) 时值数据按照 GB/T 35237—2017 中第 5 章规定的方法统计。

5.1.2 高空气象探测资料

- 5.1.2.1 根据气压、温度、湿度等要素曲线的正常趋势,并结合天气过程特征剔除明显错误值。
- 5.1.2.2 资料的审核与整理可参考 5.1.1 规定的方法进行处理。

5.2 缺测插补

5.2.1 地面气象观测资料

- 5.2.1.1 优先选择相关性较好(至少通过 0.05 的显著性水平检验)的邻近气象站作为参证气象站,选择其中未缺测同期观测资料进行插补。当有多个邻近气象站符合条件时,综合考虑选择相隔距离最小、海拔高度差最小的气象站;当邻近气象站均不符合条件时,依据气象要素本身前、后历年变化趋势进行插补。
- 5.2.1.2 根据气象要素特征选择合适的方法进行插补。主要方法参见附录 A~附录 C。

5.2.2 高空气象探测资料

- 5.2.2.1 风速、温度和湿度的缺测插补采用相邻上、下两个高度层对应要素按式(1)内插求取。

$$V = V_{\text{down}} + (V_{\text{up}} - V_{\text{down}}) \frac{T - T_{\text{down}}}{T_{\text{up}} - T_{\text{down}}} \dots\dots\dots(1)$$

式中:

- V —— 需内插高度层的风速、温度或湿度;
- V_{down} —— 相邻下层的风速、温度或湿度;
- V_{up} —— 相邻上层的风速、温度或湿度;
- T —— 需内插高度层的探测时间;
- T_{down} —— 相邻下层的探测时间;
- T_{up} —— 相邻上层的探测时间。

- 5.2.2.2 气压的缺测插补采用相邻上、下两个高度层对应要素按式(2)内插求取。

$$P = \exp \left[\ln P_{\text{down}} + (\ln P_{\text{up}} - \ln P_{\text{down}}) \frac{T - T_{\text{down}}}{T_{\text{up}} - T_{\text{down}}} \right] \dots\dots\dots(2)$$

式中:

- P —— 需内插高度层的气压;
- P_{down} —— 相邻下层的气压;
- P_{up} —— 相邻上层的气压;
- T —— 需内插高度层的探测时间;
- T_{down} —— 相邻下层的探测时间;
- T_{up} —— 相邻上层的探测时间。

5.3 均一性检验和订正

- 5.3.1 根据气象要素特征从滑动 t 检验、标准正态均一检验、惩罚最大 F 检验、惩罚最大 t 检验等方法中选择合适的方法进行均一性检验。主要方法参见附录 D。
- 5.3.2 检验出的断点记录需结合气象站历史沿革信息,确定是否为有效断点。
- 5.3.3 因台站迁移造成的有效断点,采用迁站对比观测资料进行订正。
- 5.3.4 因仪器变更、观测规则改变等造成的有效断点,从周边选取相对均一的且处于同一气候区的参考序列进行订正。
- 5.3.5 根据气象要素的特征选择合适的方法进行均一性订正。具体方法参见附录 A~附录 C。

附录 A
(资料性附录)
差值法

当被订正站和参证气象站相距很近时,两站间某些气候变量(通常如气温、气压和相对湿度等)的差值变化很小,几乎可以认为是一个常数。以 Y 表示被订正站某一需要做序列订正的气候变量, X 表示参证气象站同一气候变量,两站同期观测值的差值(Y 减去 X)记为 d ,则对于被订正站 Y 需插补订正或均一性订正时段的公式为:

$$Y_t = X_t + d \quad \dots\dots\dots(A.1)$$

式中:

Y_t ——被订正站 Y 需订正时段的变量值;

X_t ——参证气象站 X 同期观测值;

d ——两站同期观测值的差值。

为了使差值订正的平均误差尽可能地减小,差值 d 实际上并不采用某一年两站气候变量之差,而是用可能得到的全部同期观测资料计算。

附 录 B
(资料性附录)
比值法

在同一大气环流控制下且相距很近的被订正站和参证气象站,其某些气候变量(如风速等)的比值是稳定的,几乎近似于一个常数。以 Y 表示被订正站某一需要做序列订正的气候变量, X 表示参证气象站同一气候变量,两站同期观测值的比值(Y 除以 X)记为 k ,则对于被订正站 Y 需插补订正或均一性订正时段的公式为:

$$Y_t = kX_t \quad \dots\dots\dots(B.1)$$

式中:

Y_t ——被订正站 Y 需订正时段的变量值;

k ——两站同期观测值的比值;

X_t ——参证气象站 X 同期观测值。

附 录 C
(资料性附录)
回归方程法

一般来说,相邻测站的同一气候变量之间总存在着一定程度的统计相关。经验表明,这种相关通常是线性的或者是可以近似地看作是线性的。以 Y 表示被订正站某一需要作序列订正的气候变量, X 表示参证气象站同一气候变量,由于 X, Y 间的相关,可根据被订正站和参证气象站的同期观测资料,建立一元回归方程,依据 X 对 Y 做出估计。以 a 和 b 分别表示样本容量为 n 时得到的回归方程的回归常数和回归系数估计值,回归方程为:

$$Y_i = a + bX_i \quad \dots\dots\dots(C. 1)$$

式中:

Y_i ——被订正站 Y 需订正时段的变量值;

a ——回归常数;

b ——回归系数;

X_i ——参证气象站 X 同期观测值。

其中,回归系数 b 的计算公式为:

$$b = r \frac{S_Y}{S_X} \quad \dots\dots\dots(C. 2)$$

式中:

b ——回归系数;

r ——被订正站 Y 和参证气象站 X 的相关系数;

S_Y ——被订正站 Y 的均方差;

S_X ——参证气象站 X 的均方差。

回归常数 a 的计算公式为:

$$a = \bar{Y} - b\bar{X} \quad \dots\dots\dots(C. 3)$$

式中:

a ——回归常数;

\bar{Y} ——被订正站 Y 的平均值;

b ——回归系数;

\bar{X} ——参证气象站 X 的平均值。

附录 D
(资料性附录)
均一性检验方法

D.1 滑动 t 检验

D.1.1 原理

滑动 t 检验是通过考察两组样本平均值的差异是否显著来检验突变。其基本思想是把某一气候序列中两个子序列均值有无显著差异看作来自两个总体均值有无显著差异的问题来检验。如果两个子序列的均值差异超过了一定的显著性水平,可以认为均值发生了质变,有突变发生。对于具有 n 个样本量的时间序列 x ,人为设置某一时刻为基准点,基准点前后两个子序列 x_1 和 x_2 的样本分别为 n_1 和 n_2 ,两个子序列平均值分别为 \bar{x}_1 和 \bar{x}_2 ,方差分别为 s_1^2 和 s_2^2 。定义统计量:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \quad \dots\dots\dots (D.1)$$

$$s = \sqrt{\frac{n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \quad \dots\dots\dots (D.2)$$

式(D.2)遵从自由度 $\nu = n_1 + n_2 - 2$ 的 t 分布。

D.1.2 步骤

按以下步骤进行检验:

- a) 确定基准点前后两子序列的长度,一般取相同长度,即 $n_1 = n_2$ 。
- b) 采取滑动的办法连续设置基准点,依次按式(D.1)计算统计量。由于进行滑动的连续计算,可得到统计量序列 $t_i [i = 1, 2, \dots, n - (n_1 + n_2) + 1]$ 。
- c) 给定显著性水平 α ,查 t 分布表得到临界值 t_α ,若 $|t_i| < t_\alpha$,则认为基准点前后的两个子序列均值无显著差异,否则认为在基准点时刻出现了突变。

在编制程序计算时,滑动计算两个子序列的平均值 \bar{x}_1 和 \bar{x}_2 ,相当于执行两个子序列的滑动平均过程。设子序列长度 $n_1 = n_2 = I_H$,以前 I_H 个数据之和为基数,依次减前一个数向后加一个数求平均,这是第一个子序列的滑动平均过程。第二个滑动平均是以第 $I_H + 1$ 个至 $2 \times I_H$ 个数据之和为基数,再依次减前一个数向后加一个数求平均。再用滑动的方式依次计算两个子序列各自的方差。

D.1.3 结果分析

根据 t 统计量曲线上的点是否超过 t_α 值来判断序列是否出现过突变,如果出现过突变,确定出大致的时间。另外,根据诊断出的突变点分析突变前后序列的变化趋势。

D.2 标准正态均一检验

D.2.1 原理

标准正态均一检验(standard normal homogeneity test, SNHT)方法是利用邻近站作为参证气象站,用被检验站与参证气象站的差值或比值作为被检验序列来检验非均一性的参数检验方法,其不仅可

以检验多个断点的情况,还可以检验除断点外的趋势的均一性。

D.2.2 步骤

D.2.2.1 参考序列和待检序列的构建

对被检验站气象要素的年值序列 x_i 做如下处理:

$$f(x_i) = x_i / \bar{x} \quad \dots\dots\dots (D.3)$$

式中:

\bar{x} —— 被检验站的气象要素平均值。

对于参证气象站:

$$g(y_i) = \frac{\sum_{j=1}^k \nu_j (\frac{y_{ij}}{y_j})}{\sum_{j=1}^k \nu_j} \quad \dots\dots\dots (D.4)$$

$$\nu_j = r_j^2 \quad \dots\dots\dots (D.5)$$

式中:

k —— 参证气象站的站数;

y_{ij} —— 第 j 个参证气象站第 i 年的年平均值;

\bar{y}_j —— 第 j 个参证气象站的算术平均值;

r_j —— 被检验站与第 j 个参证气象站之间的相关系数。

由年平均值序列,求出其比值序列 q_i :

$$q_i = f(x_i) / g(y_i) \quad \dots\dots\dots (D.6)$$

对 q_i 序列进行标准化处理,形成 z_i 序列:

$$z_i = (q_i - \bar{q}) / s_q \quad \dots\dots\dots (D.7)$$

式中:

\bar{q} —— 比值序列 q_i 的算术平均值;

s_q —— q_i 序列的标准差。

$$\begin{cases} \bar{z}_i = 0 \\ s(z_i) = 1 \end{cases} \quad \dots\dots\dots (D.8)$$

即 z_i 序列呈平均值为 0、标准差为 1 的正态分布。

D.2.2.2 序列假设检验

序列假设检验遵循以下原则:

a) 如果 $\{z_i\}$ 序列无间断点,统计检验为:

$$\text{零假设 } H: Z \in N(0,1), \forall_i$$

式中:

$Z \in N(0,1)$ —— 正态分布。

b) 如果 $\{z_i\}$ 序列有一间断点且出现在序列 v 处,统计检验为:

$$H_1: \begin{cases} \text{对某些 } 1 \leq v \leq n \text{ 和 } u_1 \neq u_2 \text{ 有 } i \leq v \\ Z \in N(u_1, 1) & i \leq v \\ Z \in N(u_2, 1) & i > v \end{cases} \quad \dots\dots\dots (D.9)$$

式中:

v —— 假设的间断点;

n —— 样本数;

u_1 和 u_2 —— 间断点 v 前后两个序列的平均值。

$$\begin{cases} u_1 = \bar{z}_1 \\ u_2 = \bar{z}_2 \\ \bar{z}_1 = \frac{1}{v} \sum_{i=1}^v z_i \\ \bar{z}_2 = \frac{1}{n-v} \sum_{i=v+1}^n z_i \end{cases} \dots\dots\dots (D. 10)$$

$$\max_{\mu_1, \mu_2, v} \frac{(2\pi)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^v (z_i - \mu_1)^2 + \sum_{i=v+1}^n (z_i - \mu_2)^2 \right]}}{(2\pi)^{-\frac{n}{2}} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n z_i^2}} > c \dots\dots\dots (D. 11)$$

将式(D. 10)代入式(D. 11) 得出：

$$\max_{1 \leq v < n} [v\bar{z}_1^2 + (n-v)\bar{z}_2^2] > 2\ln c = c' \dots\dots\dots (D. 12)$$

令 $T_v = [v\bar{z}_1^2 + (n-v)\bar{z}_2^2]$,可构造检验统计量

$$T_0 = \max_{1 \leq v < n} \{T_v\} = \max_{1 \leq v < n} [v\bar{z}_1^2 + (n-v)\bar{z}_2^2] \dots\dots\dots (D. 13)$$

根据式(D. 13)可计算出检验统计量 T_{95} 序列, T_0 为该序列的最大值。当 T_0 大于某临界值水平 T_{95} ,则该序列为该水平上的非均一,临界值与序列长度(n)有关,具体见表 D. 1。

表 D. 1 不同 n 值下的 T_{90} 和 T_{95} 值

n	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
T_{90}	6.55	6.58	6.60	6.63	6.66	6.69	6.71	6.74	6.77	6.79	6.82	6.85	6.88
T_{95}	7.75	7.78	7.81	7.85	7.88	7.91	7.94	7.97	8.01	8.04	8.07	8.10	8.13
n	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
T_{90}	6.91	6.93	6.96	6.99	7.02	7.05	7.08	7.11	7.14	7.16	7.19	7.22	7.25
T_{95}	8.17	8.20	8.23	8.26	8.29	8.33	8.36	8.39	8.42	8.45	8.49	8.52	8.55

D. 3 惩罚最大 F 检验

D. 3. 1 原理

惩罚最大 F 检验(penalized maximal F test, PMFT)方法是基于惩罚最大 F 检验,经验性地考虑了时间序列的一阶滞后自相关,并且嵌入多元线性回归算法,运用回归检验算法来检验和订正包含一阶自回归误差的数据序列的多个间断点(平均突变),可用于年、月、日三种时间尺度数据序列的均一性检验。

该方法是对二相回归方法的发展与改进,其考虑了时间序列的一阶滞后自相关,并嵌入回归检验算法,能够用于检验、订正包含一阶自回归误差的数据序列的多个间断点(平均突变),通过一系列的实验,建立一个经验性的惩罚函数,以此来克服二相回归等检验方法中存在的错误报警率和检验能力的非均匀分布的问题。利用该方法进行间断点检验,可以不使用参考序列,避免了由于参考序列非均一带来的检验误差。

D. 3. 2 步骤

对于存在线性趋势 β 的时间序列 $\{X_t\}$,要检验 $t=k$ 时刻是否存在一个平均突变,原假设:

$$H_0: X_t = \mu + \beta t + \epsilon_t, t = 1, 2, \dots, n \quad \dots\dots\dots (D. 14)$$

如果 $\{X_t\}$ 有一间断点且出现在序列 k 处,统计检验为:

$$H_A: \begin{cases} X_t = \mu_1 + \beta t + \epsilon_t & t \leq k \\ X_t = \mu_2 + \beta t + \epsilon_t & k-1 \leq t \leq n \end{cases} \quad \dots\dots\dots (D. 15)$$

$\mu_1 \neq \mu_2$, 当 H_A 为真时, k 点被称为间断点。 $\Delta = |\mu_1 - \mu_2|$ 被称作平均突变的大小,最可能的间断点服从以下分布:

$$PF_{\max} = \max_{1 \leq k \leq n-1} [P(k)F_c(k)] \quad \dots\dots\dots (D. 16)$$

式中:

$P(k)$ ——建立的经验性的惩罚因子,该惩罚因子可以有效解决误报率的均匀分布问题。

$$F_c(k) = \frac{SSE_0 - SSE_A}{SSE_A/(n-3)} \quad \dots\dots\dots (D. 17)$$

$$SSE_A = \sum_{t=1}^k (X_t - \hat{\mu}_1 + \hat{\beta}t)^2 + \sum_{t=k+1}^n (X_t - \hat{\mu}_2 + \hat{\beta}t)^2 \quad \dots\dots\dots (D. 18)$$

$$SSE_0 = \sum_{t=1}^n (X_t - \hat{\mu}_0 + \hat{\beta}_0 t)^2 \quad \dots\dots\dots (D. 19)$$

式中:

$\hat{\mu}_0$ 和 $\hat{\beta}_0$ ——在 $\mu_1 = \mu_2 = \mu$ 时的估计值。

当 PF_{\max} 大于某临界值 T_{95} , 则该序列为该水平上的非均一,临界值与序列长度(n)有关。

D. 4 惩罚最大 t 检验

D. 4. 1 原理

惩罚最大 t 检验(penalized maximal t test ,PMT)方法是利用正态化的待检序列中不同节点前后时段平均量偏移程度来寻找间断点。由于考虑了不同节点的相对位置,运用该方法可消除由于样本长度不同对检验结果造成的影响。该方法还引入经验性的惩罚函数,使得其对序列中部间断点的判断能力增强。

D. 4. 2 步骤

对于序列 $\{Z_i\}$, 如果有一间断点且出现在序列 k 处 ($1 \leq k \leq n$), 则最可能的间断点服从以下分布:

$$P_t = \max_{1 \leq k \leq n-1} \left\{ P(k) \frac{n-2}{\sum_{1 \leq t \leq k} (z_t - \mu_2)^2 + \sum_{k+1 \leq t \leq n} (z_t - \mu_2)^2} \left[\frac{k(n-k)}{n} \right]^{1/2} |\mu_1 - \mu_2| \right\} \quad \dots\dots\dots (D. 20)$$

式中:

$P(k)$ ——建立的经验性的惩罚因子;

n ——样本数;

μ_1 和 μ_2 ——间断点 k 前后两个序列的平均值,且 $\mu_1 \neq \mu_2$ 。

当 P_t 大于信度 $\alpha = 0.05$ 、自由度为 $n-1$ 的临界值 P_t 时,则序列 $\{Z_i\}$ 存在断点 k 。

参 考 文 献

- [1] GB 31221—2014 气象探测环境保护规范 地面气象观测站
 - [2] QX/T 22—2004 地面气候资料 30 年整编常规项目及其统计方法
 - [3] QX/T 37—2005 气象台站历史沿革数据文件格式
 - [4] QX/T 65—2017 地面气象观测规范 第 21 部分:缺测记录的处理和不完整记录的统计
 - [5] QX/T 74—2007 风电场气象观测及资料审核、订正技术规范
 - [6] QX/T 242—2014 城市总体规划气候可行性论证技术规范
 - [7] QX/T 369—2016 核电厂气象观测规范
 - [8] QX/T 423—2018 气候可行性论证规范 报告编制
 - [9] 黄嘉佑,李庆祥.气象数据统计分析方法[M].北京:气象出版社,2015
 - [10] 李庆祥.气候资料均一性研究导论[M].北京:气象出版社,2011
 - [11] 马开玉,丁裕国,屠其璞,等.气候统计原理与方法[M].北京:气象出版社,1993
 - [12] 熊安元,等.中国地面和高空气候变化数据产品研发技术[M].北京:气象出版社,2015
-

中华人民共和国
气象行业标准
气候可行性论证规范 气象观测资料加工处理
QX/T 457—2018

*

气象出版社出版发行
北京市海淀区中关村南大街46号
邮政编码:100081
网址:<http://www.qxcbs.com>
发行部:010-68408042
北京中科印刷有限公司印刷
各地新华书店经销

*

开本:880×1230 1/16 印张:1 字数:30千字
2019年2月第一版 2019年2月第一次印刷

*

书号:135029-6023 定价:15.00元

如有印装差错 由本社发行部调换
版权专有 侵权必究
举报电话:(010)68406301