

新疆塔里木河流域径流变化趋势分析*

陈亚宁** 郝兴明 徐长春

中国科学院新疆生态与地理研究所, 乌鲁木齐 830011

摘要 结合塔里木河流域三大源流的5个山区水文站近50年径流实测资料, 运用水文时间序列周期分析的方差分析外推法和水文时间序列预测的叠加趋势模型, 对塔里木河近50年年径流量的时间序列进行了分析。结果表明: 塔里木河源流阿克苏河径流表现为17年的周期变化; 和田河表现为10和17年的周期变化; 叶尔羌河表现为稳定的17年周期变化。三源流出山口径流量表现为17年的变化周期。利用周期性叠加趋势模型对塔里木河源流区径流量变化趋势进行分析。趋势叠加模型的预测结果显示, 2006—2008年, 塔里木河源流区的来水量将呈减少的变化趋势, 2009年出现一丰水年, 2010年塔里木河流域可能会进入枯水期, 源流来水量明显减少。

关键词 时间序列 周期性变化 径流预测 非参数检验 塔里木河

水资源在经济发展所需要的各种自然资源中是最重要的, 尤其在干旱、半干旱地区^[1]。人类活动将影响自然生态系统和可获得的水资源量, 最明显的例子之一就是引起全球气温的升高和降水类型的变更。而气候变化导致的最明显的结果之一是区域内水循环的变化和径流系数发生相应的变化^[2]。研究表明, 在全球气候变化的背景下, 塔里木河流域近20年来的温度和降水呈明显增加的趋势^[3], 流域水文过程也随之发生着变化。然而, 对塔里木河水文、水资源的未来变化趋势尚不清楚, 这对流域管理者而言, 则显得更为重要。

塔里木河地处我国西北干旱区, 是中国最长的内陆河, 也是世界著名的内陆河之一。塔里木河流域由环塔里木盆地九大水系114条河流组成, 流域面积为 $102 \times 10^4 \text{ km}^2$, 多年平均地表水天然径流量 $3.98 \times 10^{10} \text{ m}^3$, 主要由高山区冰雪融水和降水补给。从水文学角度讲, 塔里木河流域是一个封闭的集水区, 是一个在空间上靠近中国最大沙漠——塔克拉玛干沙漠的独特的淡水生态系统。

塔里木河干流自身基本不产流, 全长1321 km,

历史上, 曾有九大水系汇入塔里木河干流, 目前的车尔臣河、克里亚河、迪纳河、喀什噶尔河、开都河-孔雀河、渭干河等相继与塔里木河干流失去地表水利联系, 无地表水输入塔里木河干流。目前, 在汇入塔里木河干流的三源流中, 阿克苏河是塔里木河干流水量的主要补给来源, 补给量占73.2%, 和田河为23.2%, 叶尔羌河只占3.6%^[4]。它们对塔里木河流域的绿洲经济发展和荒漠生态的保育起着重要作用。本文结合对塔里木河三大源流近50年水文过程的分析, 探讨塔里木河径流时间序列的周期性变化, 并通过时间序列趋势叠加模型, 预测径流的未来变化趋势, 为塔里木河流域水资源管理和社会-生态-经济的可持续发展提供决策参考。

1 资料与方法

本研究选取了塔里木河三大源流阿克苏河、叶尔羌河、和田河等具有代表性的水文站, 收集了近50年的实测资料。其中, 阿克苏河包括托什干河的沙里桂兰克水文站和库马拉克河的协和拉水文站; 叶尔羌河为卡群水文站; 和田河包括玉龙喀什河的

2006-05-09 收稿, 2006-07-04 收修改稿

* 中国科学院知识创新重大项目和国家自然科学基金(批准号: 90502004, 30500081)联合资助

** E-mail: chenyn@ms.xib.ac.ca

同古孜洛克水文站和喀拉喀什河的乌鲁瓦提水文站(图1). 该项研究选取的水文站均为源流区出山口控制站, 河川径流变化除受全球气候变化的影响

外, 受人类活动的直接干扰非常小. 各水文站及流域特征值见表1.

表1 塔里木河流域三源流各水文站及流域特征值一览表

河流名称	水文站	集水面积 /km ²	年径流量 /10 ⁸ m ³	径流组成/%			
				冰川融水	雨雪混合	河川基流(地下水)	
阿克苏河	托什干河	沙里柱兰克	19166	27.67	24.7	45.1	30.2
	库马拉克河	协合拉	12816	48.67	52.4	30.4	17.2
叶尔羌河	叶尔羌河	卡群	50248	65.43	64	13.4	22.6
和田河	玉龙喀什河	同古孜洛克	14575	22.27	64.9	17	18.1
	喀拉喀什河	乌鲁瓦提	19983	21.39	54.1	22.1	23.8

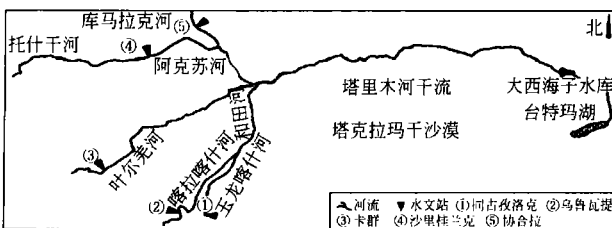


图1 塔里木河流域示意图

1.1 时间序列周期方差分析外推法

时间序列周期方差分析外推法的基本原理和方法为: 设径流量的时间序列 $X(t)$, 将其按周期长度 n 分成 r 组, 将组内平方和(Q_1)除以相应的第一自由度(f_1)得到组内均方, 将组间平方和(Q_2)除以相应的第一自由度(f_2)得到组间均方, 令 $F = \text{组间差异} / \text{组内差异}$, 当 F 值足够大时, 就说明组间的差异是显著的, 即存在显著的周期性.

1.2 周期叠加趋势预测模型

假设径流量的变化除具有周期性变化特点外并有一定的趋势水平, 则利用周期性叠加趋势模型预测水资源变化的趋势, 在时段 $T+\tau$ 的期望值为

$$\mu_{T+\tau} = a_T + b_\tau + \sigma_{T+\tau} \quad (1)$$

式中 a_T 是时段 T 的平均水准, b_τ 是该时段的斜率, $\sigma_{T+\tau}$ 是在时段 $T+\tau$ 的季节增量.

利用历史资料建立预测预报模型分两步.

第一步, 先根据完整周期的时间序列的历史数据 $\{x_1, x_2, x_3, \dots, x_T\}$ 来估计第 T 个周期(时段)中的 a_T 的估值 \hat{a}_T , b_τ 的估值 \hat{b}_T 和 $\sigma_{T+\tau}$ 的估值 $d_{T+\tau}$ ($\tau=1, 2, \dots, M$), 并对未来时段进行预测;

第二步, 用余下不够一个完整周期的数据更新预报模型, 并作相应的预测. 从而建立在 T 对未来第 τ 时段的完整预测模型:

$$\hat{x}_T(\tau) = \hat{a}_T + \hat{b}_T \tau + d_{T+\tau} \quad (\tau = 1, 2, \dots, M) \quad (2)$$

由于计算过程非常烦琐, 因此, 本文利用 DPS 统计软件进行周期性叠加趋势模型的计算和预测, 详见文献[5].

1.3 两变量 Kendall τ 关联检验

Kendall 的 τ 关联检验对非独立的时间序列和随机正态分布变量非常有用, 本文被用来检验水文变量同 El Niño—南方涛动之间的联系. 在 Kendall 的 τ 方法中, 检验统计量如下所示:

$$Z_c = \frac{S'}{\sqrt{\text{Var}(S')}} \quad (3)$$

其中

$$\text{Var}[S'] = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_x t_i(t_i-1)(2t_i+5) - \sum_y s_i(s_i-1)(2s_i+5)}{18} + \frac{[\sum_x t_i(t_i-1)(t_i-2)] \cdot [\sum_y s_i(s_i-1)(s_i-2)]}{9n(n-1)(n-2)} + \frac{[\sum_x t_i(t_i-1)] \cdot [\sum_y s_i(s_i-1)]}{2n(n-1)} \quad (4)$$

这里 S' 是 Kendall 的和, 并被估计为: $S' = L - M$, 其中 L 是 $y_i > y_j (i > j)$ 的事件数, M 是事件 $y_i < y_j (i < j)$ 的数量. 在显著性水平 α 下, 如果 $|Z_c| > Z_{1-\alpha/2}$, 则拒绝零假设, 其中: $Z_{1-\alpha/2}$ 是概率

$$\tau_a = \frac{S'}{n(n-1)/2} \quad (5)$$

$$\tau_b = \frac{2S'}{\sqrt{\{n(n-1) - \sum_{i=1}^{n_x} t_i(t_i-1)\} \{n(n-1) - \sum_{i=1}^{n_y} s_i(s_i-1)\}}} \quad (6)$$

其中 n_x 为 x 序列中“结”的数量, n_y 为 y 序列中“结”的数量. Kendall 的 τ_a/τ_b 的数值在 -1 到 1 之间. 符号显示出正/负关联的信息, 绝对值表明关联的强度.

1.4 两变量的 Wilcoxon 关联检验

虽然 Kendall 的 τ 检验对检验水文过程和 ENSO 之间的关联强度可能有用, 但它不能识别水文过程与不同的 ENSO 状态之间的关系. 为了进一步分析水文变化与不同 ENSO 事件的内在联系, 可以利用非参数 Wilcoxon 统计检验技术来检验它们之间的关系^[6]. Wilcoxon 检验公式如下:

$$Z_w = \frac{W - E(W)}{\sqrt{Var(W)}} \quad (7)$$

其中,

$$W = \sum_{i=1}^n \text{rank}(ENSO_i) \quad (8)$$

$$E(W) = \frac{n(n+m+1)}{2} \quad (9)$$

$$Var(W) = \frac{mn(n+m+1)}{12} \quad (10)$$

一般 $n < m$, 其中 n 是暖年或冷年的年数, 而 m 则是温和年的年数. 水文变量被分作暖年和温和年或者冷年和温和年. Wilcoxon 双样本总和统计被用来划分这些变量. 假设检验如下所示:

接受假设 $H_0: \mu_{Nino} = \mu_{Neutral} = \mu_{Nina}$, (ENSO 与水文过程无关联)

拒绝假设 H_1 : 至少两平均数是不同的, (ENSO 与水文过程有关联)

其中 μ_{Nino} , $\mu_{Neutral}$, μ_{Nina} 分别是 El Niño 时期、温和

超过 $\alpha/2$ 的标准正态分布值.

指标 τ_a 或 τ_b 被用于测度两个时间序列之间联系的强度, 其估计如下:

时期以及 La Niña 时期的变量均值. 当 μ_{Nino} 与 $\mu_{Neutral}$ 具有显著性差异或者 μ_{Nina} 与 $\mu_{Neutral}$ 具有显著性差异, 水文过程被定义为受到 El Niño 或 La Niña 的影响. 如果 $|Z_w| > Z_{1-\alpha/2}$ 假设 H_0 就被推翻. 这里 $Z_{1-\alpha/2}$ 为标准正态分布的 $1-\alpha/2$ 点, α 为显著性水平.

2 结果分析

2.1 径流时间序列周期分析

对塔里木河流域近 50 年水文过程分析表明, 在过去 20 年里, 塔里木河源来水量呈显著增加趋势^[3], 然而未来变化趋势如何尚不得而知. 为了阐明问题, 本文首先通过时间序列方差分析外推的方法, 对塔里木河源流各水文站径流数据进行周期分析.

从分析结果可以看出(表 2、图 2), 塔里木河源流阿克苏河径流时间序列周期表现为 17 年的周期性; 和田河周期变化比较复杂, 同古孜洛克水文站所代表的玉龙喀什河为稳定的 10 年周期变化, 而乌鲁瓦提水文站所代表的喀拉喀什河则显示出 12 和 17 年的变化周期, 其中以 17 年变化为主周期; 叶尔羌河表现为稳定的 17 年变化周期. 三源流出口径流量同样也表现为稳定的 17 年变化周期. 总体而言, 源流水文周期以 17 年变化为主.

表 2 塔里木河流域径流周期分析结果表

流域	源流	站名	周期	F 值	置信度	相关系数
塔里木河	阿克苏河	沙里桂兰克	17	1.0221	0.53754	0.76432
		同古孜洛克	10	1.9999	0.93263	0.73134
		乌鲁瓦提	12	2.3666	0.96395	0.65309
			17	2.129	0.97387	0.84177
	叶尔羌河	卡群	17	2.0751	0.9589	0.84007
	源流出口来水量		17	1.9377	0.94257	0.86834

在阐明流域源流各水文站年径流数据周期变化规律的基础上, 分析这种变化趋势在未来会带来什

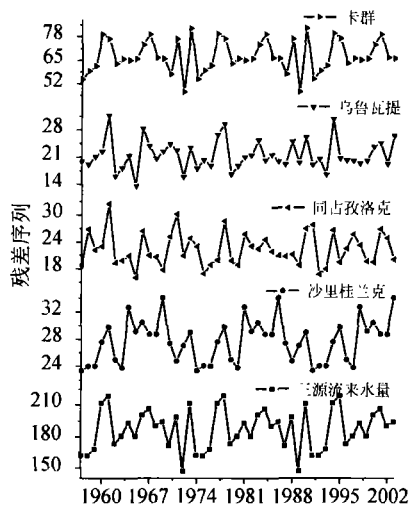


图2 塔里木河源流年径流量周期

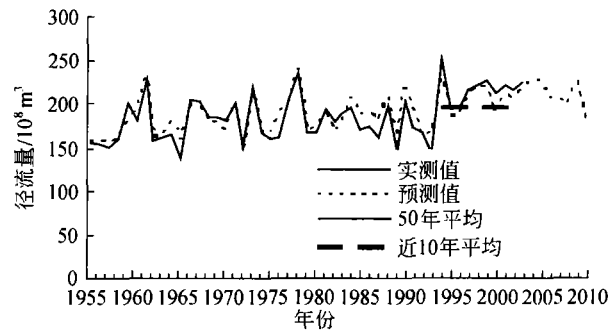


图3 塔里木河源流来水量实测值与拟合值结果

么影响,对流域管理者来说,则显得更为必要。

因此,本文在周期分析的基础上,通过趋势叠加模型,选取源流来水量进行模拟和预测。

2.2 径流变化趋势分析

根据塔里木河三源流来水量存在周期性变化这一特点,本文利用周期性叠加趋势模型对塔里木河源流区径流量变化趋势进行分析。

首先,将周期长度17年和1957—2004年源流来水量资料输入模型,得到了塔里木河源流周期性叠加趋势模型的如下重要参数:

周期均值平滑参数 $\alpha=0.01000000$

周期内斜率平滑参数 $\beta=0.01000000$

周期增量平滑参数 $\gamma=0.01000000$

周期均值 $A=200.98443995$ 斜率 $B=0.51320681$

然后,构建预测模型: $X(\tau)=200.98443995+0.51320681\tau+d_{i+\tau}$

其中: $X(\tau)$ 为预测结果、 τ 为时段、 $d_{i+\tau}$ 为周期增减量。

根据预报模型,对塔里木河源流年径流量的时间序列数据进行拟合。由拟合结果可见(见图3),源流来水量预测的均方拟合误差为9.71290750,实测值与拟合值之间的差异非常小,说明模型拟合的结果是比较满意的。

对模型拟合值与实测值进行拟合检验是为了说明模型的置信度。本文所关注的焦点并不仅仅是对历史资料的拟合,而是利用模型对流域未来的水文

情势进行预测,为流域的合理规划和管理提供参考依据。为此,我们通过模型对未来时段的径流量变化情况进行了模拟预测。趋势叠加模型通过对完整周期的分析建立初步预测模型,然后利用其余不满一个周期的数据,对模型进行进一步更新。依据模型的计算结果,得出流域未来时段源流出口径流量的预测值(图3、表3)。

表3 塔里木河源流来水量时间序列预测值

年份	2005	2006	2007	2008	2009	2010
源流来水量/ 10^8 m^3	226.31	205.63	206.98	198.30	226.43	173.83

从预测结果可以看出,2005年源流径流量为 $226.31 \times 10^8 \text{ m}^3$,与2004年大致相同,而在随后三年却呈现减少的趋势,至2009年出现一丰水年,随后又呈现出显著下降趋势。与塔里木河流域源流区历年来水量比较,2005年和2009年两年为相对丰水年,高于历年平均径流量的20%左右。2006—2008年的来水量虽然呈减少的趋势,但仍分别高于历年平均值的9%,10%和5%。2010年表现为较大幅度减少的趋势,来水量将低于历年平均值的7%,低于近10年(1994年以来)平均来水量的10%。

3 讨论

3.1 温度、降水与径流的周期变化

就暖湿变化而言,温度与降水无疑是最明显的指示因子。由 CO_2 及其他微量气体浓度增大所导致的全球温暖化这一事实已经得到了科学界的公认^[7,8],但与这种变暖有关的降水变化趋势一直是众说纷纭。在干旱、半干旱地区,径流和水资源的弹性非常大,温度和降水较小的变化会引起径流较大幅度的改变。尤其对塔里木河干旱内陆河流域而言,生态环境脆弱,对全

球气候变化敏感且响应强烈, 气候因素, 包括降水和温度的轻微变化都会引起径流明显的波动. 在过去的 50 年里, 新疆出现了与全球基本一致的变暖趋势^[9], 但与这种变暖有关的降水变化趋势一直不是很明确的, 温度、降水和径流时间序列的未来变化趋势以及这种趋势的物理机制仍不清楚. 近年来, 关于新疆降水变化的趋势存在两种不同的看法. 一种观点认为新疆存在暖干化的趋势, 但这种暖干化趋势绝大部分是由间接证据(包括冰川退化、湖泊萎缩以及沙漠化扩大等)获得. 另一种观点认为新疆存在暖湿化趋势, 这是直接从气象台站降水资料的对比分析获得的^[10,11]. 对比发现 1987—1996 年北疆平均年降水量比前两个 10 年

(1967—1976, 1977—1986)分别增加 16.2%, 18.0%, 达到 228.8 mm; 南疆塔里木河流域降水也表现出了增加的趋势, 平均年降水量比前两个 10 年分别增加 23.2%, 30.1%, 达 94.5 mm, 温度亦以 5% 的速度呈明显的单调上升^[3]. 为了进一步探明径流变化周期的内在本质, 对塔里木河三大源流的近 50 年来的温度和降水年平均值进行了分析. 结果发现, 叶尔羌河温度呈 17 年变化周期(降水序列短, 不具有代表性); 和田河降水和温度都表现为 19 年的变化周期; 而阿克苏河水、温度周期变化比较复杂, 总体来说降水介于 14—19 年的周期变化. 研究区温度表现为比较稳定的 13 或 14 年周期变化(表 4).

表 4 塔里木河源流区年平均降水和温度变化周期分析

区域	站名	降水			温度				
		周期	F 值	置信度	相关系数	周期	F 值	置信度	相关系数
阿克苏河	沙里桂兰克	19	1.9958	0.9493	0.7885	13	0.9331	0.4725	0.6464
	协合拉	14	3.0461	0.9951	0.7382	14	0.9459	0.4789	0.9173
和田河	乌鲁瓦提	19	1.6229	0.8703	0.7716	19	2.1797	0.9497	0.9901
叶尔羌河	卡群	短序列, 无代表性				17	2.3888	0.9808	0.9772

进一步对源流区径流周期变化与年平均降水变化周期分析发现, 径流周期和降水周期存在一定差异. 出现这种情况一定程度上与塔里木河径流补给形式相关. 塔里木河是一条以高山冰川融水和雨雪混合型补给为主的河流, 径流量年内集中分布在夏季, 6—8 月 3 个月的来水量占年径流总量的 60%—80%. 因此, 就径流形成和变化而言, 除与降水量有关外, 还与温度变化密不可分. 温度变化周期相对于降水周期较短, 故两者效应部分抵消使径流周期呈现出 17 年的主周期变化. 另外, 水利工程设施(如和田河乌鲁瓦提水库的建成)也在一定程度上影响了径流的周期变化.

3.2 温度、降水与 El Niño—南方涛动间的联系

El Niño—南方涛动是造成气候和水文异常的主要动因, 在 El Niño 与水文波动间存在着多种联系. 例如, Mechoso 等于 1992 年就已发现了在 Negro 和乌拉圭河流域 ENSO 与径流间的关系^[12]. 一般说来, 径流的消极异常与赤道附近太平洋的冷阶段相关联, 而积极的异常则与热阶段有关. Bordi 等于 2001 年也发现了相似的关系^[13]. Kane 在对东南亚和中国的 El Niño 与降水问题时就曾提出^[14], 中国

国内各地的降水情况各不相同, El Niño 与干旱间的关系也不清楚. 在塔里木河流域, 降水的年内和年际间的变化很大. 在这里我们针对 El Niño—南方涛动与水文过程的关系进行了研究. 表 5 显示出 SOI 与降水/温度时间序列间的 Pearson 关系系数和 Kendall's tau, 它表明参数和非参数测试都接受 H_0 假设. 换句话说, 在 SOI 与降水/温度时间序列间没有任何明显的关联. 表 6 给出了塔里木河 3 大源流径流时间序列的相似结果, 它们也没有表明与 SOI 时间序列间有任何明显的相关. 这也表明研究区内

表 5 SOI 与降水气温比间的 Pearson 交叉相关系数和 Mann-Kendall τ_a/τ_b

	Pearson		Kendall		
	r_c	H_0	τ_a/τ_b	Z_c	H_0
气温	-0.191	A	-0.122	-1.184	A
降水量	-0.163	A	-0.068	-0.646	A

表 6 SOI 和三源流流量间的 Pearson 互相关系数和 Mann-Kendall τ_a/τ_b

河流	Pearson		Kendall		
	r_c	H_0	τ_a/τ_b	Z_c	H_0
阿克苏河	-0.208	A	-0.116	-1.073	A
叶尔羌河	0.041	A	0.083	0.774	A
和田河	0.125	A	0.134	1.235	A

温度、降水和径流周期变化可能是 ENSO 阶段与当地气候因素间复杂联系的结果。

为了进一步探讨发生在赤道附近 ENSO 冷、暖、中性时期对径流变化周期的影响,水文时间序列被划分成了 3 个样本,每一个都对应于 ENSO 冷、暖、中性的一个时期。结果显示,在 ENSO 不同时期的温度、降水和径流没有差别。对降水、温度和径流时间序列的 Wilcoxon 检验的结果也显示(表 7, 8),几乎所有的时间序列都接受了 H_0 假设。这在很大程度上反映了 ENSO 事件对研究区的气候影响很小。水文时间序列与 ENSO 间不存在明显的联系。

表 7 降水气温比时间序列 Wilcoxon 检验

	El Niño		La Niña	
	W*	H_0	W*	H_0
气温	1.684	A	1.045	A
降水量	1.198	A	0.936	A

表 8 三源流流量 Wilcoxon 检验

	El Niño		La Niña	
	W*	H_0	W*	H_0
阿克苏河	0.412	A	-0.656	A
叶尔羌河	-1.160	A	-0.930	A
和田河	-1.871	A	-0.701	A

4 结论

塔里木河流域的山区来水量变化主要受全球气候变化和流域本身周期性变化的影响。对塔里木河源流径流变化的周期分析表明,塔里木河三源流出口径流量表现为稳定的 17 年变化周期。

对塔里木河三源流近 50 年来的温度和降水年平均均值分析发现,塔里木河流域降水和温度变化存在明显的周期,降水介于 14—19 年的周期变化,温度表现为 13 或 14 年周期变化。ENSO 事件对研究区的气候影响很小,水文时间序列与 ENSO 间不存在明显的联系。

对塔里木河源流年径流量的时间序列数据的拟合结果显示,源流来水量预测的均方拟合误差为 9.71290750,实测值与拟合值之间的差异非常小,说明模型拟合的结果是比较满意的。

运用趋势叠加模型对塔里木河源流区未来径流变化的预测结果显示,2005 年塔里木河源流区的来水量偏丰,高于历年平均值的 20%,2006—2008 年,塔里木河源流区的来水量将呈减少的变化趋

势,但来水量仍高于历年平均值。2009 年出现一丰水年,与 2004—2005 年的来水量大致持平。2010 年塔里木河流域可能会进入枯水期,河川径流将会出现较大幅度减少的趋势,源流来水量明显减少。对此我们要予以极大关注,制定响应的流域水资源管理对策,最大限度地减少因流域水文情势变化给区域社会经济发展和生态保育带来的威胁。

参 考 文 献

- Boehmer K, Memon A, Mitchell B. Towards sustainable water management in Southeast Asia experiences from Indonesia and Malaysia. *Water International*, 2000, 25(3): 356—377
- Xu CY. Modeling the effects of climate change on water resources in central Sweden. *Water Resource Mgmt*, 2000, 14(3): 177—189
- 陈亚宁,徐宗学. 全球气候变化对新疆塔里木河流域水资源的可能性影响. *中国科学, D 辑*, 2004, 34(11): 1047—1053
- 陈亚宁,崔旺诚,李卫红,等. 塔里木河的水资源利用与生态保护. *地理学报*, 2003, 58(2): 215—222
- 唐启义,冯明光. 实用统计分析及其 DPS 数据处理系统. 北京: 科学出版社, 2002
- Giannini A, Cane MA, Kushnir Y. Interdecadal change in the ENSO teleconnection to the Caribbean region and the North Atlantic Oscillation. *Climate*, 2001, 14: 2867—2879
- Houghton JT, Ding Y, Griggs DJ, et al. *Climate Change 2001—the Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*. London: Cambridge University Press, 2001, 944
- Kamga FM. Impact of greenhouses gas induced climate change on the runoff of the Upper Benue River (Cameroon). *Journal of Hydrology*, 2001, 252: 145—156
- 王绍武,叶瑾琳. 近百年全球变暖的分析. *大气科学*, 1995, 19(5): 545—552
- 施雅风,张祥松. 气候变化对西北干旱区地表水资源的影响和未来趋势. *中国科学, B 辑*, 1995, 25(9): 959—976
- 姜逢清,朱 诚,胡汝骥,等. 1960—1997 年新疆北部降水序列的趋势探测. *地理科学*, 2002, 22(6): 669—672
- Mechoso CR, Iribarren GP. Streamflow in Southeastern America and the Southern Oscillation. *J Climate*, 1992, 5, 1535—1539
- Bordi I, Sutera A. Fifty years of precipitation: Some spatially remote teleconnections. *Water Resource Mgmt*, 2001, 15(4): 247—280
- Kane RP. El Niño timings and rainfall extremes in India, South-east Asia and China. *Int J Climatol*, 1999, 19, 653—672