

邓乐乐, 郭生练, 田晶, 等. 汉江上游径流情势变化及归因分析[J]. 南水北调与水利科技(中英文), 2023, 21(4): 761-769. DENG L L, GUO S L, TIAN J, et al. Runoff variation and attribution analysis in the upper Han River basin[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2023, 21(4): 761-769. (in Chinese)

# 汉江上游径流情势变化及归因分析

邓乐乐, 郭生练, 田晶, 王何予, 王俊

(武汉大学水资源工程与调度全国重点实验室, 武汉 430072)

**摘要:** 基于 Budyko 框架及径流变化情势指标同气象因子的拟合关系, 拓展 Budyko 方程并得到微分方程。选择汉江上游安康和白河水文站的年均径流、汛期平均径流和非汛期平均径流资料系列, 开展径流情势变化及归因研究。结果表明: 所有径流指标均发生变异且明显减小; 多元对数线性回归模型拟合的相关系数大于 0.90, 能够较好预估径流变化情势指标, 并捕捉到径流变化情势指标同气象参数之间的非线性关系; 基于 Budyko 假设的互补关系法性能优于全微分法, 气候(流域下垫面)变化对安康站年均径流量、汛期平均径流量和非汛期平均径流量贡献的绝对值分别为 35.89% (64.11%)、34.58% (65.42%) 和 71.12%(28.88%), 对白河站年均径流量、汛期平均径流量和非汛期平均径流量贡献的绝对值分别为 34.82%(65.18%)、26.29 %(73.71%) 和 35.11%(64.89%)。

**关键词:** 径流情势; 气候变化; 下垫面变化; Budyko 方程; 汉江流域

**中图分类号:** TV213; X143 **文献标志码:** A **DOI:** 10.13476/j.cnki.nsbdqk.2023.0074

河流对于维持地球生物多样性及为社会提供基本水生态系统服务至关重要。径流主要受气候变化和下垫面变化两方面影响<sup>[1]</sup>。其中, 下垫面变化也可称为人类活动影响, 涵盖土地利用、植被变化, 人类取水、水库调蓄等<sup>[2-3]</sup>。尽管水文学中的一些研究正将两种变化综合起来考虑, 以探究径流的演变及驱动因素, 但是二者之间复杂的耦合反馈机制仍然是大多数研究学者面临的挑战。

目前, 径流变异归因的分析方法主要可分为牛顿法和达尔文法<sup>[4]</sup>。前者着眼于微观角度的水文, 而后者更偏向于宏观视角。牛顿法基于质量守恒定律和能量守恒定律, 考虑了分析单元在垂直和水平方向的输入、输出, 以物理方程的形式刻画流域产汇流过程。一些水文模型可以归为该类方法, 如 SWAT (soil and water assessment tool) 模型, 尽管其在一些应用<sup>[5-6]</sup>中模拟性能良好, 但模型对输入数据库预置要求较高, 难以精准量化变化中的多种人类活动干扰。例如高分辨率时变土地利用参数获取, 水库在不同时间会根据运行管理的需求采取不同的蓄放水策略, 河道取水具有非恒定性和不确定性。同

时, 水文循环的部分物理过程缺失、模型结构缺陷、系统误差等问题<sup>[7-8]</sup>均可能导致模拟偏差。

达尔文法以观察和经验为基础, 以系统性的思考来解译水文循环, 能够更简单、准确、高效地阐明气候变化和人类活动对水文循环的影响。其中最具有代表性的是基于 Budyko 理论的方法<sup>[9]</sup>, 该方法是分析降水( $P$ )、蒸发( $E$ )和径流( $Q$ )的便捷工具, 已在一些受到强人类活动影响的流域得到应用<sup>[9-11]</sup>。基于 Budyko 假设的弹性系数较易获取, 是研究较长时间尺度下流域径流变化的有效方法<sup>[12]</sup>。然而, 弹性系数的计算方法多样, 所求值并非唯一, 导致计算结果产生误差。同时现行的 Budyko 理论方法主要是关注多年平均和年尺度上的径流变化<sup>[13]</sup>, 由于缺乏连接气象参数和其他水文情势指标的相关方程式, 采用基于该理论方法未能对其他径流情势指标变化进行解释。

汉江作为我国最严格水资源管理制度的试点流域, 开展气候变化和流域下垫面变化对径流情势指标影响的定量分析, 对保障南水北调中线工程平稳运行、合理水资源开发利用及加强水生态保护具有

收稿日期: 2023-04-13 修回日期: 2023-07-24 网络出版时间: 2023-08-08

网络出版地址: <https://link.cnki.net/urlid/13.1430.TV.20230807.1629.010>

基金项目: 国家自然科学基金区域创新发展联合基金项目(U20A20317)

作者简介: 邓乐乐(1996—), 男, 湖北随州人, 博士研究生, 主要从事水资源评价研究。E-mail: leledeng@whu.edu.cn

通信作者: 郭生练(1957—), 男, 福建龙岩人, 教授, 主要从事水文学及水资源研究。E-mail: slguo@whu.edu.cn

重要价值,已有学者对汉江径流演变开展了相关研究。杜涛等<sup>[14]</sup>采用水文模型法分析了气候变化和人类活动对丹江口入库径流的影响,得出气候变化影响约占 43.2%;赵香桂等<sup>[15]</sup>开展了汉江上游时变水热耦合参数的演变及归因分析,认为下垫面的变化是该地区水热状况改变的驱动因素;李敏欣等<sup>[16]</sup>量化了多要素对白河流域径流变化的贡献率,发现气候变化对径流的影响呈减弱趋势。

本文在前人研究工作的基础上,重点研究以下 3 个问题:刻画汉江上游近 60 年径流情势指标演变并对各径流情势指标进行突变检验以划分基准期和干扰期;构建基准期的径流情势指标与年径流深及气象参数的回归模型并获取各径流情势指标的微分方程;结合基于 Budyko 假设的多种方法,定量分离气候变化和下垫面变化对径流情势指标的贡献。

## 1 研究区概况和数据来源

### 1.1 研究区概况

汉江干流发源于陕西省宁强县,流经陕西和湖北两省,于武汉市汇入长江,全长 1 577 km,流域面积 15.9 万 km<sup>2</sup>。以丹江口水库和钟祥为界,可划分为上、中、下游三段。汉江上游流域属于亚热带湿润性季风气候,由于受秦岭、巴山的影响,同时兼有暖温带和中温带山地气候特征,四季分明,雨量充沛,无霜期长。汉江上游流域见图 1。

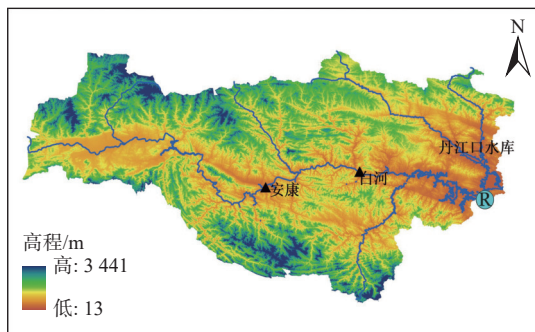


图 1 汉江上游流域

Fig. 1 Sketch map of the upper Han River basin and locations of hydrometeorological stations

汉江上游(丹江口水库)流域面积 9.52 万 km<sup>2</sup>,是南水北调中线工程的水源地。石泉、安康等大型水库建设运行极大改变了天然径流特性,加之自然环境和其他人为环境变化,径流量呈下降趋势,不利于水资源开发利用。

### 1.2 数据来源

安康和白河水文站控制流域面积分别为

3.86 万、5.91 万 km<sup>2</sup>,采用长江水利委员会水文局提供的 1961—2020 年日径流数据。气象站点数据源于中国气象局,包括气温(最低、平均和最高温度)、降水、风速、压强及长短波辐射,采用 Thiessen 多边形方法进行面上插值处理。

## 2 研究方法

### 2.1 径流情势指标和气候参数

径流情势指标反映了长期以来观察到的各种径流状态,选取 3 项径流情势指标分析其归因,分别为年径流量  $Q_a$ 、汛期径流量  $Q_{wet}$  和非汛期径流量  $Q_{dry}$ 。

采用包括降水和蒸发量能力在内的多项气象参数表征集水区气候变化。收集并整理了 17 项气象参数构成数据集,这些参数从不同角度描述了气候变化,如幅度或持续时间<sup>[17]</sup>。共包含 10 项降水类参数及 7 项蒸散发能力参数,分别是:年降水量  $P$ 、最大 7 d 降水量  $P_7$ 、汛前降水量  $P_{pre}$ 、汛期降水量  $P_w$ 、汛后降水量  $P_{post}$ 、非汛期降水量  $P_D$ 、无降水天数  $D_0$ 、非汛期无降水天数  $D_{0d}$ 、降水量变差系数  $P_{cv}$ 、非汛期与汛期降水量比值  $Ratio_P$ ,以及年蒸散发能力  $E_0$ 、最大 7 d 蒸散发能力  $E_{07}$ 、汛前蒸散发能力  $E_{0pre}$ 、汛期蒸散发能力  $E_{0w}$ 、汛后蒸散发能力  $E_{0post}$ 、蒸散发能力变差系数  $E_{0cv}$ 、非汛期与汛期蒸散发能力比值  $Ratio_E_0$ 。蒸散发能力的计算采用 Penman-Monteith 公式。

### 2.2 气候变化和下垫面变化影响分离框架

#### 2.2.1 时间序列变异检验

在气候变化及人类活动影响下径流可能会产生变异,研究首先采用非参数的 Mann-Kendall 检验<sup>[18-19]</sup>来检测每个径流情势指标的突变点,根据突变结果将序列划分为基准期及干扰期。考虑到突变点的一致性,采用每个径流情势指标突变年份的平均值作为突变点,以突变点前基准期的气象水文参数作为分析径流情势指标与气象参数统计关系的输入。

#### 2.2.2 径流情势指标特征方程构建

根据以往的研究<sup>[20]</sup>,可将年径流量和其他气象参数作为解释变量,表示为

$$S_s = b_0 Q^{b_0} \prod_{i=1}^N C_{M_i}^{b_i} \quad (1)$$

式中:  $b_0, \dots, b_N$  为不同参数的系数,  $S_s$  为选定的径流情势特征, mm;  $Q$  为年径流, mm;  $C_M$  分别对应于气象参数。式(1)可以通过对数转换转化为多元线性

回归(MLLR 模型),即

$$\ln S_s = \ln b_0 + b_0 \ln Q + \sum_{i=1}^N b_i \ln C_{Mi} \quad (2)$$

采用逐步回归方法选择各径流情势特征指标对应的 3 项最显著气象参数。

### 2.2.3 基于 Budyko 假设的分离方法

Budyko 认为年平均蒸散发量主要受可利用水分和大气对地表的蒸发能力控制<sup>[9]</sup>。选取两个广泛使用的 Budyko 函数,即 Fu 公式<sup>[21]</sup>和 Mezentsev-Choudhury-Yang 公式<sup>[22]</sup>,其表达式分别见式(3)和式(4):

$$\frac{E}{P} = 1 + \frac{E_0}{P} - \left[ 1 + \left( \frac{E_0}{P} \right)^\omega \right]^{\frac{1}{\omega}} \quad (3)$$

$$\frac{E}{P} = \frac{E_0/P}{(1+(E_0/P)^n)^{1/n}} \quad (4)$$

式中:  $P$  为降水, mm;  $E_0$  为蒸散发能力, mm;  $E$  表示实际蒸散发, mm; 参数  $\omega$  和  $n$  为无量纲参数。从长期来看,集水区内土壤含水量的变化可以忽略不计,  $Q$  可以被视为  $P$  和  $E$  的差值。

使用两类方法对径流变化归因。第一类方法是较为广泛使用的全微分法,采用 Fu 公式和 Mezentsev-Choudhury-Yang 公式,分别记为 TD-Fu 法和 TD-Yang 法。第二类方法为基于 Budyko 假设提出的互补关系法(Budyko Complementary Relationship method, BCR)。上述方法均认为降水  $P$  独立于  $E_0$ , 并且  $P$  和  $E_0$  同时与参数  $\omega$  (或  $n$ ) 独立。以下是 3 种方法的简要说明:

TD-Fu 法。将年径流量以全微分的形式表示为

$$dQ = \frac{\partial Q}{\partial P} dP + \frac{\partial Q}{\partial E_0} dE_0 + \frac{\partial Q}{\partial \omega} d\omega \quad (5)$$

式中:  $\frac{\partial Q}{\partial P}$ 、 $\frac{\partial Q}{\partial E_0}$ 、 $\frac{\partial Q}{\partial \omega}$  分别表示径流  $Q$  对降水  $P$ 、蒸散发能力  $E_0$  和参数  $\omega$  的敏感系数,可用基准期平均数据估算。径流变化可近似表示为式(6)和式(7):

$$\Delta Q \approx \left[ \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right)_1 \Delta P + \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right)_1 \Delta E_0 + \left( \frac{\partial Q}{\partial \omega} \right)_1 \Delta \omega \right] \quad (6)$$

$$\Delta Q \approx \left[ \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right)_2 \Delta P + \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right)_2 \Delta E_0 + \left( \frac{\partial Q}{\partial \omega} \right)_2 \Delta \omega \right] \quad (7)$$

其中:式(6)为向前近似,即敏感系数与从初始状态到末状态的变化有关;式(7)为向后近似。使用加权系数  $\alpha$  对式(6)和式(7)进行线性组合,由气候变化引起的径流变化  $\Delta Q_{P+E_0}$  以及由下垫面变化引起的径流变化  $\Delta Q_\omega$  可分别表示为

$$\Delta Q_{P+E_0} = \alpha \left[ \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right)_1 \Delta P + \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right)_1 \Delta E_0 \right] + (1-\alpha) \left[ \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right)_2 \Delta P + \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right)_2 \Delta E_0 \right] \quad (8)$$

$$\Delta Q_\omega = \alpha \left( \frac{\partial Q}{\partial \omega} \right)_1 \Delta \omega + (1-\alpha) \left( \frac{\partial Q}{\partial \omega} \right)_2 \Delta \omega \quad (9)$$

加权系数  $\alpha$  的值可设为 0, 0.5 和 1.0。

TD-Yang 法。TD-Yang 法替换基于 Budyko 理论的 Fu 公式并且得到新的偏微分方程,具体推导过程同 TD-Fu 法。两全微分法中由气候变化引起的径流变化  $\Delta Q_{P+E_0}$  均为式(8),而 TD-Yang 法中由下垫面变化引起的径流变化  $\Delta Q_n$  可以通过  $\left[ \alpha \left( \frac{\partial Q}{\partial n} \right)_1 \Delta n + (1-\alpha) \left( \frac{\partial Q}{\partial n} \right)_2 \Delta n \right]$  计算。

BCR 法。Zhou 等<sup>[23]</sup>在  $P$  和  $E_0$  相互独立的假设下,  $Q$  对  $P$  和  $E_0$  的偏弹性系数存在以下互补关系:

$$\frac{\partial Q/Q}{\partial P/P} + \frac{\partial Q/Q}{\partial E_0/E_0} = 1 \quad (10)$$

基于上述 Budyko 互补关系, Zhou 等<sup>[24]</sup>提出了 BCR 法,该法能够将径流变化的影响因子准确地划分为降水、蒸散发和下垫面变化,而且还允许使用加权系数来确定气候和下垫面变化效应的上下限。径流总体变化及由下垫面导致的径流变化量分别为式(11)和式(12),其表达式为

$$\Delta Q = \alpha \left[ \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right)_1 \Delta P + \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right)_1 \Delta E_0 + P_2 \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right) + E_{0,2} \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right) \right] + (1-\alpha) \left[ \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right)_2 \Delta P + \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right)_2 \Delta E_0 + P_1 \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right) + E_{0,1} \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right) \right] \quad (11)$$

$$\Delta Q_c = \alpha \left[ P_2 \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right) + E_{0,2} \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right) \right] + (1-\alpha) \left[ P_1 \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial P} \right) + E_{0,1} \Delta \left( \frac{\partial Q}{\partial E_0} \right) \right] \quad (12)$$

### 2.2.4 微分方程的推导与求解

流域属性在很大程度上决定了径流情势指标,通过建立基准流域属性和径流情势指标之间的多重对数线性回归关系,可以定量分析气候变化和下垫面变化对径流影响的贡献。根据式(2),新的微分方程为

$$\frac{\Delta S_s}{S_s} = \frac{b_0}{Q} \Delta Q + \sum_{i=1}^N \frac{b_i}{C_{Mi}} \Delta C_{Mi} \quad (13)$$

结合式(5)及 Budyko 框架下的影响分离方法,气候变化对径流情势指标的贡献可定量为

$$\Delta S_s^{P+E_0} = b_0 \frac{S_s}{Q} \Delta Q_{P+E_0} + \sum_{i=1}^N b_i \frac{S_s}{C_{Mi}} \Delta C_{Mi} \quad (14)$$



下垫面变化对径流情势指标的贡献为

$$\Delta S_S^c = \Delta S_S - \Delta S_S^{P+E_0} \quad (15)$$

因此气候变化及下垫面变化对径流情势指标变化影响的贡献率  $P_{P+E_0}$  和  $P_c$  为

$$\begin{cases} P_{P+E_0} = \frac{\Delta S_S^{P+E_0}}{|\Delta S_S^{P+E_0}| + |\Delta S_S^c|} \times 100\% \\ P_c = \frac{\Delta S_S^c}{|\Delta S_S^{P+E_0}| + |\Delta S_S^c|} \times 100\% \end{cases} \quad (16)$$

### 2.2.5 ABCD 月水量平衡模型

本文采用 ABCD 月水量平衡模型<sup>[25]</sup>对结果进行验证。该模型以水量平衡为基本原理,以降水和蒸散发能力为输入,将储水动态分解为土壤水和地下水两部分,定义可用水量  $W$  和可能蒸散发量  $Y$  两个状态变量,并假设是非线性函数,则在时间步长  $t$  内有:

$$Y_t = \frac{W_t + b}{2a} - \sqrt{\left(\frac{W_t + b}{2a}\right)^2 - \frac{W_t b}{a}} \quad (17)$$

式中:参数  $a$  的范围在 0 至 1 之间,表示土壤含水量完全饱和之前发生径流的概率;参数  $b$  为土壤蓄水量和蒸散量之和的上限,mm。可用水量减去可能蒸散发量后的余量可被分为直接径流  $D_t$  和地下水补给  $R_t$ :

$$D_t = (1 - c)(W_t - Y_t) \quad (18)$$

$$R_t = c(W_t - Y_t) \quad (19)$$

参数  $c$  为地下水补给系数。模型以线性水库法对地下水层模拟:

$$F_t = dG_t \quad (20)$$

式中:  $G_t$  为地下水储量,mm;  $F_t$  为基流,mm;  $d$  为地下水储放系数。将直接径流  $D_t$  与基流  $F_t$  相加即为总径流。

研究采用遗传算法(GA)对  $a$ 、 $b$ 、 $c$  和  $d$  这 4 个参数进行校准,以 Nash-Sutcliffe 效率系数(NSE)及 Kling-Gupta 效率系数(KGE)为目标函数,尝试确定全局最佳组合参数值。其中,初始土壤蓄水量和地下水初始蓄水量通过多次迭代和模型预热确定<sup>[26]</sup>。

## 3 结果分析

### 3.1 径流情势特征变异

Mann-Kendall 检验的结果见图 2。安康水文站各项径流情势指标的突变年份发生在 1972—1990 年,非汛期的平均径流突变最早,在 1972 年发生了突变,年径流和汛期径流突变均发生在 1990 年。据文献所知,1972 年安康发生大旱<sup>[27]</sup>,而安康水库于

1989 年 12 月下闸蓄水,1990 年 12 月 12 日第一台机组投产发电,1992 年 12 月 25 日机组全部投产,水库水电站运行极大改变了天然径流时程分布规律。白河水文站各项径流情势指标的突变年份与安康水文站保持一致,这主要是因为两站为干流相邻控制型水文站,区间无大型水库。考虑到各项径流情势指标发生变异时间的不唯一性,为了确保各站点分析的统一性,参考文献[28]取各项径流情势指标的平均变异年份作为该站的突变年份。因此最终取两水文站平均突变年份均为 1984 年。笔者亦采用 Pettitt 突变检验等方法对时间序列进行了检验,检验结果相近,保证了突变检验结果的可靠性。

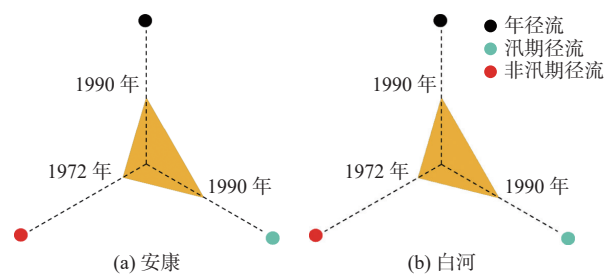


图 2 径流情势指标的突变检验结果

Fig. 2 The abrupt years of runoff signatures diagnosed by Mann-Kendall test

由表 1 可知,变异后各站年径流均有较大幅度的下降,安康和白河站分别下降了 23.39% 和 23.18%。降水驱动陆地表面过程并对径流的形成有重要影响,各水文站控制流域面积下的降水量同径流呈现一致下降趋势,安康和白河站分别下降了 7.07% 和 6.17%。同时,各站点以上控制流域面积蒸散发能力有轻微下降。综上可知,相较于基准期,干扰期的降水变幅要明显小于径流变幅,而蒸散发能力变化不大,因此,流域下垫面属性对降雨-径流关系产生了一定程度的影响。相比前两项径流情势指标,各站的汛期径流量  $Q_{wet}$  下降幅度更大,安康和白河站汛期径流分别下降了 26.43% 和 26.04%,这一方面与流域气候变干降水减少有关,另一方面与土地利用变化、人类活动取水及水库调蓄有关。此外,非汛期两站径流也呈下降趋势。

### 3.2 径流情势特征估计

综合考虑各气象因子的选取,选定 MLLR 模型各项评价指标(相关系数  $r$ 、相对偏差  $B_r$ 、均方根误差  $E_{RMS}$ )较优方案下的回归模型作为最佳方案。表 2 列出了两个站点的径流情势指标的多重对数线性回归结果。安康站径流情势指标的相关系数分

别为 0.99 和 0.93, 白河站的相关系数分别为 0.99 和 0.92。两站的平均相关系数均为 0.96, 表明多重对数线性回归方法能较好地拟合大多数径流情势指标, 相关系数大于 0.90。从相对偏差的角度看, 最大的偏差(绝对值为 0.714%)出现在白河站的  $Q_{dry}$  模拟中, 所有径流情势指标的偏差值都在  $\pm 1\%$  以内。

以均方根误差评估多重对数线性回归结果时, 各站汛期径流  $E_{RMS}$  控制在 35 mm 内, 而非汛期径流控制在 25 mm 内。因此, 从整体上看, 多重对数线性回归模型能够捕捉到径流情势指标与气候参数之间的非线性关系, 并在估计径流情势指标方面具有一定的稳健性。

表 1 径流情势、年降水量和蒸散发能力在变异前后的统计结果

Tab. 1 The statistics of the runoff signatures, annual precipitation and potential evapotranspiration in the pre- and post-period

站点	时间	径流情势						年降水量		蒸散发能力	
		年径流		汛期径流		非汛期径流		P/mm	改变率/%	$E_p$ /mm	改变率/%
		$Q_a$ /mm	改变率/%	$Q_{wet}$ /mm	改变率/%	$Q_{dry}$ /mm	改变率/%				
安康	1961—1984年	595.83		942.57		243.34		989.08		904.50	
	1985—2020年	456.49	-23.39	693.42	-26.43	215.62	-11.39	919.20	-7.07	886.03	-2.04
白河	1961—1984年	476.82		752.05		197.03		919.81		921.00	
	1985—2020年	366.29	-23.18	556.23	-26.04	173.20	-12.09	863.08	-6.17	909.17	-1.28

表 2 基准期的径流情势指标方程及相关评价指标

Tab. 2 The regression equations and model evaluation indices of MLLR models of runoff signatures

站点	指标	特征方程	$r$	$B_f$ /%	$E_{RMS}$ /mm
安康	$Q_{wet}$	$\ln Q_{wet} = -2.064 + 1.132 \ln Q - 0.046 \ln P - 0.199 \ln \text{Ratio} - P + 0.397 \ln E_{0\text{-post}}$	0.99	-0.037	33.64
	$Q_{dry}$	$\ln Q_{dry} = 1.130 + 0.244 \ln Q + 0.165 \ln P_{\text{post}} + 0.660 \ln P_{\text{D}} + 2.127 \ln E_{0\text{-cv}}$	0.93	-0.535	23.68
白河	$Q_{wet}$	$\ln Q_{wet} = -1.041 + 0.955 \ln Q + 0.077 \ln P + 0.151 \ln P_{\text{pre}} - 0.330 \ln \text{Ratio} - P$	0.99	0.041	29.02
	$Q_{dry}$	$\ln Q_{dry} = 12.618 + 1.376 \ln Q - 1.953 \ln P_w + 0.359 \ln P_{\text{D}} - 1.121 \ln E_{0\text{-post}}$	0.92	-0.714	24.61

### 3.3 气候变化和下垫面变化对径流影响的量化分离

根据不同方法计算的  $\Delta Q_{P+E_0}$ 、 $\Delta Q_{\omega}$ 、 $\Delta Q_n$  及  $\Delta Q_c$  结果见表 3。由表 3 可知, 采用各种方法计算的  $\Delta Q_{P+E_0}$  基本一致, 其间的细小差异是计算过程中参数有效位数的取舍所导致, 影响可忽略不计。此外, 随着权重因子  $\alpha$  的变化,  $\Delta Q_{P+E_0}$  和  $\Delta Q_{\omega}$ 、 $\Delta Q_n$  及  $\Delta Q_c$  也会随之线性变化。在过去的几十年中, 气候条件和下垫面不断产生变化,  $\alpha$  并非是一个定值, 因此额外分析了  $\alpha$  为 0、0.5、1.0 这 3 种变化路径中气候变化和下垫面变化对径流变化的影响, 并分别阐释不同变化路径下气候变化和下垫面变化对径流变化的影响。对比全微分方法和互补关系法可以看出, 全微分法计算得到的预估  $\Delta Q$  和  $\alpha$  的选取是息息相关的, 而利用互补关系法可以准确地计算出径流年均值的变化, 虽然  $\Delta Q_{P+E_0}$  和  $\Delta Q_c$  二者的值会随着权重因子  $\alpha$  的改变而改变, 但是其总和是保持一致的。另外, 当  $\alpha = 1$  时  $\Delta Q_{P+E_0}$  贡献率最大, 当  $\alpha = 0$  时  $\Delta Q_{P+E_0}$  贡献率最小。当  $\alpha = 1$  或当  $\alpha = 0$  时, 实测径流变化与预估径

流变化都会有一定程度的差异, 这意味着向前近似和向后近似都会导致  $\Delta Q$  的估算误差。由表 3 可知, 当  $\alpha = 0.5$  时, 误差会明显减少, 能较好拟合实测径流与预估径流的变化, 因此选用  $\alpha = 0.5$  作为后续影响划分的基础。

由前述分析可知, 尽管大多数研究应用全微分法时都会采用向前近似法或者向后近似法, 但计算结果显示出两种方法均会产生一定程度的误差, 模拟流量变化和实测流量变化的差异会导致结果的不准确性。因此, 综合考虑各种计算方法的性质后选用 BCR 法的结果进行展示, 见图 3。

贡献率为负值表明该项因素对径流情势指标变化有负向作用, 即在该因素影响下径流情势指标减小, 反之亦然。对气候变化而言, 其对安康水文站集水区径流情势指标变化的贡献率为  $-71.12\% \sim -34.58\%$ , 对白河水文站集水区径流情势指标变化的贡献率为  $-35.11\% \sim -26.29\%$ 。从上游到下游, 气候变化对安康和白河站径流情势指标 ( $Q_a$ 、 $Q_{wet}$ 、 $Q_{dry}$ ) 贡献的平均绝对值分别为 47.20% 和 32.07%。综合

考虑各水文站,气候变化对径流情势指标  $Q_a$ 、 $Q_{wet}$  和  $Q_{dry}$  贡献的平均绝对值分别为 35.36%、30.43%

表 3 3 种方法下  $\Delta Q_{P+E_0}$  和  $\Delta Q_{est}$  ( $\Delta Q_n, \Delta Q_c$ ) 定量分离结果  
Tab. 3 The quantitative separation result of  $\Delta Q_{P+E_0}$  and  $\Delta Q_{est}$  ( $\Delta Q_n, \Delta Q_c$ ) using three methods

方法	站点	$\alpha = 1$			$\alpha = 0.5$			$\alpha = 0$			$\Delta Q_{obse}$
		$\Delta Q_{P+E_0}$	$\Delta Q_h$	$\Delta Q_{est}$	$\Delta Q_{P+E_0}$	$\Delta Q_h$	$\Delta Q_{est}$	$\Delta Q_{P+E_0}$	$\Delta Q_h$	$\Delta Q_{est}$	
TD-Fu法	安康	-52.38	-109.13	-161.51	-50.06	-91.02	-141.08	-47.74	-72.92	-120.66	-139.35
	白河	-40.21	-86.61	-126.83	-38.47	-73.22	-111.69	-36.72	-59.83	-96.55	-110.53
TD-Yang法	安康	-52.32	-107.82	-160.14	-50.02	-90.73	-140.74	-47.71	-73.64	-121.35	-139.35
	白河	-40.22	-85.94	-126.16	-38.49	-73.05	-111.54	-36.76	-60.16	-96.92	-110.53
BCR法	安康	-52.32	-87.02	-139.35	-50.02	-89.33	-139.35	-47.71	-91.63	-139.35	-139.35
	白河	-40.22	-70.32	-110.53	-38.49	-72.04	-110.53	-36.76	-73.77	-110.53	-110.53

注:  $\Delta Q_h$  在 3 种方法下分别对应  $\Delta Q_{ob}$ 、 $\Delta Q_n$  及  $\Delta Q_c$ ,  $\Delta Q_{est}$  和  $\Delta Q_{obse}$  分别指模拟  $\Delta Q$  和观测  $\Delta Q$ 。

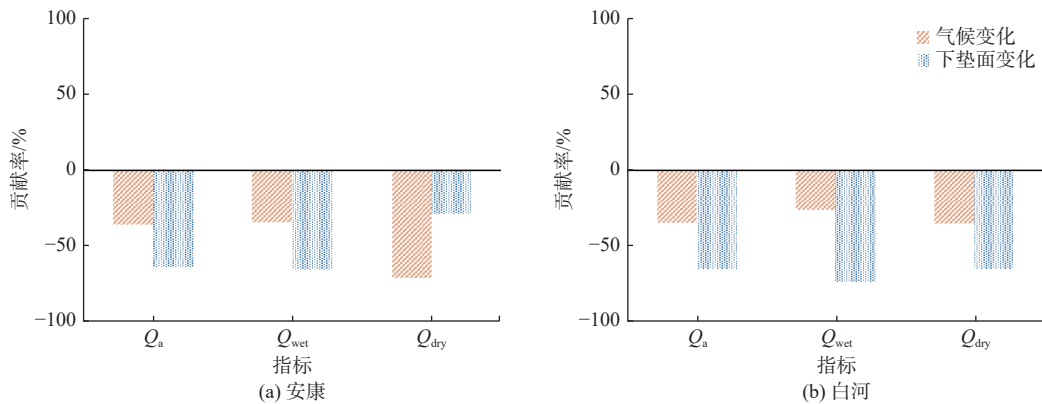


图 3 气候变化与下垫面变化对径流情势指标变化的贡献程度  
Fig. 3 The contribution of climate change and catchment change on runoff signature variations

对流域下垫面变化而言,其对安康水文站集水区径流情势指标变化的贡献率为-28.88% ~ -65.42%,对白河水文站集水区径流情势指标变化的贡献率为-73.71% ~ -64.90%。从上游到下游,下垫面变化对安康和白河站径流情势指标贡献的平均绝对值分别为 52.80% 和 67.93%。综合考虑各水文站,下垫面变化对径流情势指标  $Q_a$ 、 $Q_{wet}$  和  $Q_{dry}$  贡献的平均绝对值分别为 64.64%、69.57% 和 46.89%。

### 3.4 与水文模型结果比较

采用 ABCD 月水量平衡模型验证扩展 Budyko 框架对径流情势指标贡献的分离结果 (图 4)。以安康水文站集水区为代表,安康水文站径流变异年份为 1984 年,因此设定 1961—1978 年为模型率定期,1979—1984 年为模型验证期,分别以两段时期的气象参数作为模型输入。经遗传算法对参数校准后,率定期和验证期的 Kling-Gupta 效率系数  $E_{KG}$  分别

为 0.86 和 0.94,纳什效率系数  $E_{NS}$  分别为 0.85 和 0.91,两段时期的  $E_{KG}$  及  $E_{NS}$  均超过 0.85,说明该模型能较好地模拟月降雨径流过程。

以干扰期的气象强迫驱动所率定的 ABCD 模型模拟获得干扰期天然径流,以“观测”-“模拟”对比分析方法对径流变化进行归因分析。为考虑模型本身可能产生的系统误差,认为两时期的模拟径流情势指标之差由气候变化而导致,总径流情势指标变化减去气候变化影响量即为人类活动影响量,再结合式(16)进行贡献分析。“观测”-“模拟”对比分析方法得到的气候变化对  $Q_a$ 、 $Q_{wet}$  和  $Q_{dry}$  的贡献率分别为 -42.36%、-38.53% 和 -77.40%,人类活动对  $Q_a$ 、 $Q_{wet}$  和  $Q_{dry}$  的贡献率分别为 -57.64%、-61.47% 和 -22.60%,可见,基于 Budyko 扩展框架的方法与基于水文模型的“观测”-“模拟”对比分析方法对气候变化和人类活动的贡献分离结果较为接近,所提出的方法得到了验证。



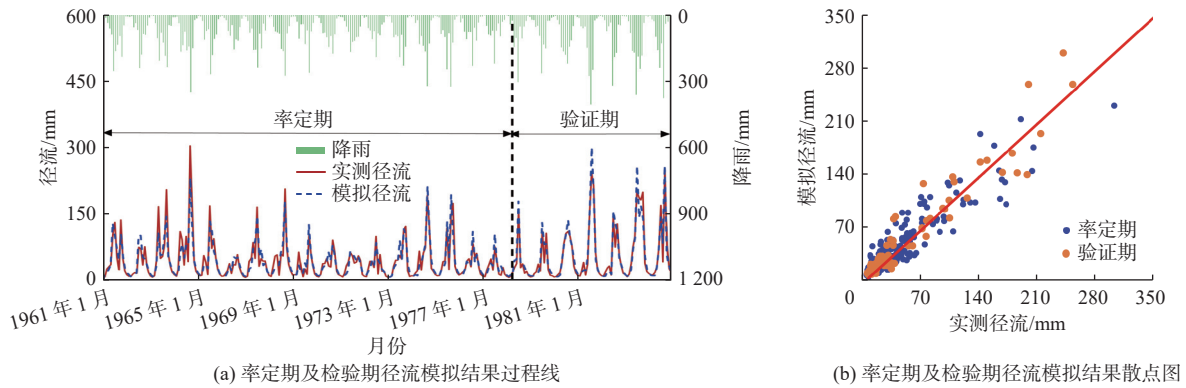


图4 ABCD模型的率定及验证效果

Fig. 4 Performance of ABCD model in calibration and validation period.

## 4 结论

本文扩展了Budyko框架并引入微分方程,分离气候变化和下垫面变化对多种径流情势指标的影响。该框架被用于定量分离1961—2020年汉江上游气候变化和下垫面变化对年径流量 $Q_a$ 、汛期径流量 $Q_{wet}$ 和非汛期径流量 $Q_{dry}$ 3项径流情势指标的贡献,并用以水文模型为基础的“观测”-“模拟”对比分析方法验证结果的合理性,主要研究结论如下:

各水文站径流情势指标序列经突变检验均有突变点出现。各径流情势指标在变异后明显减小,安康和白河站汛期平均径流下降率分别为23.39%和23.18%;汛期平均径流下降幅度更大,而非汛期径流下降幅度较小。

所构建的MLLR模型能够较好地拟合径流情势指标,安康和白河站模型拟合的平均相关系数均为0.96,相对偏差控制在 $\pm 1\%$ 以内,能够较好地捕捉到径流情势指标同气象参数之间的非线性,并在估计径流情势指标方面具有一定的稳健性。

全微分法中的向前近似或者向后近似均会产生一定程度的误差,不同Budyko方程分离的结果差异可以忽略不计。基于Budyko假设的互补关系法能够将径流变化的影响因子准确地划分为气候变化和下垫面变化,无须假定气候变化和下垫面变化对径流变化具有相同的贡献特征,且不存在计算误差。

ABCD月水量平衡模型率定期和验证期的 $E_{KG}$ 分别为0.86和0.94, $E_{NS}$ 分别为0.85和0.91,具有较好的模拟效果。基于ABCD模型的“观测”-“模拟”对比分析方法,验证气候变化和人类活动的贡献分离结果,与基于Budyko扩展框架方法的结果较为

接近。

气候变化和下垫面变化对各集水区各径流情势指标变化的贡献率不一。综合考虑各水文站,气候(流域下垫面)变化对安康站 $Q_a$ 、 $Q_{wet}$ 和 $Q_{dry}$ 贡献的绝对值分别为35.89%(64.11%)、34.58%(65.42%)和71.12%(28.88%),对白河站 $Q_a$ 、 $Q_{wet}$ 和 $Q_{dry}$ 贡献的绝对值分别为34.82%(65.18%)、26.29%(73.71%)和35.11%(64.89%)。

### 参考文献:

- [1] CHENG C, LIU W, MU Z, et al. Lumped variable representing the integrative effects of climate and underlying surface system: Interpreting Budyko model parameter from earth system science perspective[J]. *Journal of Hydrology*, 2023, 620: 129379. DOI: 10.1016/j.jhydrol.2023.129379.
- [2] 左其亭. 水科学的核心与纽带: 人水关系学[J]. *南水北调与水利科技(中英文)*, 2022, 20(1): 1-8. DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdqk.2022.0001.
- [3] 张青青, 钟德钰, 贾宝真. 黄河中游水沙变化归因分析[J]. *南水北调与水利科技(中英文)*, 2022, 20(5): 976-987. DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdqk.2022.0097.
- [4] 薛帆, 张晓萍, 张橹, 等. 基于Budyko假设和分形理论的水沙变化归因识别: 以北洛河流域为例[J]. *地理学报*, 2022, 77(1): 79-92. DOI: 10.11821/dlxb202201006.
- [5] 郭伟, 陈兴伟, 林炳青. SWAT模型参数对土地利用变化的响应及其对不同时间尺度径流模拟的影响[J]. *生态学报*, 2021, 41(16): 6373-6383. DOI: 10.5846/stxb202007141834.
- [6] 吴立钰, 张璇, 李冲, 等. 气候变化和人类活动对伊逊河流域径流变化的影响[J]. *自然资源学报*, 2020, 35(7): 1744-1756. DOI: 10.31497/zrzyxb.20200717.

- [7] WENGER S J, LUCE C H, HAMLET A F, et al. Macroscale hydrologic modeling of ecologically relevant flow metrics[J]. *Water Resources Research*, 2010, 46(9): W09513. DOI: [10.1029/2009WR008839](https://doi.org/10.1029/2009WR008839).
- [8] 庄稼成, 星寅聪, 李艳忠, 等. 基于改进模型ABCD的黄河源区径流变化与归因[J]. *南水北调与水利科技(中英文)*, 2022, 20(5): 953-965. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdqk.2022.0095](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdqk.2022.0095).
- [9] LI D, PAN M, CONG Z, et al. Vegetation control on water and energy balance within the Budyko framework[J]. *Water Resources Research*, 2013, 49(2): 969-976. DOI: [10.1002/wrcr.20107](https://doi.org/10.1002/wrcr.20107).
- [10] 张丽梅, 赵广举, 穆兴民, 等. 基于Budyko假设的渭河径流变化归因识别[J]. *生态学报*, 2018, 38(21): 7607-7617. DOI: [10.5846/stxb201710121828](https://doi.org/10.5846/stxb201710121828).
- [11] 白雁翎, 王芳, 刘扬. 大通河上游径流演变及驱动因素定量分析[J]. *南水北调与水利科技(中英文)*, 2021, 19(1): 103-110,167. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdqk.2021.0010](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdqk.2021.0010).
- [12] 崔豪, 肖伟华, 周毓彦, 等. 气候变化与人类活动影响下大清河流域上游河流径流响应研究[J]. *南水北调与水利科技*, 2019, 17(4): 54-62. DOI: [10.13476/j.cnki.nsbdqk.2019.0084](https://doi.org/10.13476/j.cnki.nsbdqk.2019.0084).
- [13] LI Z Y, QUIRING S M. Projection of streamflow change using a time-varying Budyko framework in the contiguous United States[J]. *Water Resources Research*, 2022, 58(10): e2022WR033016. DOI: [10.1029/2022WR033016](https://doi.org/10.1029/2022WR033016).
- [14] 杜涛, 曹磊, 欧阳硕, 等. 汉江上游流域水文要素演变规律及归因分析[J/OL]. *长江科学院院报*. <https://kns.cnki.net/kcms/detail//42.1171.TV.20230117.1738.007.html>.
- [15] 赵香桂, 黄生志, 赵静, 等. 干旱与湿润区流域时变水热耦合参数的归因分析[J]. *生态学报*, 2021, 41(24): 9805-9814. DOI: [10.5846/stxb202010222690](https://doi.org/10.5846/stxb202010222690).
- [16] 李敏欣, 邹磊, 夏军, 等. Budyko框架下白河流域径流演变及其归因分析[J]. *长江流域资源与环境*, 2023, 32(4): 774-782. DOI: [10.11870/cjlyzyyhj202304009](https://doi.org/10.11870/cjlyzyyhj202304009).
- [17] ZHANG Y Y, PANG X, XIA J, et al. Regional patterns of extreme precipitation and urban signatures in metropolitan areas[J]. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 2019, 124(2): 641-663. DOI: [10.1029/2018JD029718](https://doi.org/10.1029/2018JD029718).
- [18] KENDALL M G. Rank correlation methods[M]. Oxford, England: Griffin, 1948.
- [19] MANN H B. Nonparametric tests against trend[J]. *Econometrica*, 1945, 13(3): 245-259. DOI: [10.2307/1907187](https://doi.org/10.2307/1907187).
- [20] ZHANG J J, GAO G Y, FU B J, et al. Explanation of climate and human impacts on sediment discharge change in Darwinian hydrology: Derivation of a differential equation[J]. *Journal of Hydrology*, 2018, 559: 827-834. DOI: [10.1016/j.jhydrol.2018.02.084](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.02.084).
- [21] 傅抱璞. 论陆面蒸发的计算[J]. *大气科学*, 1981, 5(1): 23-31. DOI: [10.3878/j.issn.1006-9895.1981.01.03](https://doi.org/10.3878/j.issn.1006-9895.1981.01.03).
- [22] YANG Y-C E, CAI X M, HERRICKS E E. Identification of hydrologic indicators related to fish diversity and abundance: A data mining approach for fish community analysis[J]. *Water Resources Research*, 2008, 44(4): W04412. DOI: [10.1029/2006WR005764](https://doi.org/10.1029/2006WR005764).
- [23] ZHOU S, YU B F, HUANG Y F, et al. The complementary relationship and generation of the Budyko functions[J]. *Geophysical Research Letters*, 2015, 42(6): 1781-1790. DOI: [10.1002/2015GL063511](https://doi.org/10.1002/2015GL063511).
- [24] ZHOU S, YU B F, ZHANG L, et al. A new method to partition climate and catchment effect on the mean annual runoff based on the Budyko complementary relationship[J]. *Water Resources Research*, 2016, 52(9): 7163-7177. DOI: [10.1002/2016WR019046](https://doi.org/10.1002/2016WR019046).
- [25] THOMAS JR. H A. Improved methods for national water assessment, water resources contract: WR15249270[R]. Harvard Water Resources Group, 1981.
- [26] HE Y E, YANG H B, LIU Z W, et al. A framework for attributing runoff changes based on a monthly water balance model: An assessment across China[J]. *Journal of Hydrology*, 2022, 615: 128606. DOI: [10.1016/j.jhydrol.2022.128606](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2022.128606).
- [27] 彭维英, 殷淑燕, 刘晓玲, 等. 汉江上游安康市近50年旱涝特征分析[J]. *江西农业学报*, 2011, 23(5): 144-148. DOI: [10.19386/j.cnki.jxnyxb.2011.05.047](https://doi.org/10.19386/j.cnki.jxnyxb.2011.05.047).
- [28] WANG W, ZHANG Y Y, TANG Q H. Impact assessment of climate change and human activities on streamflow signatures in the Yellow River basin using the Budyko hypothesis and derived differential equation[J]. *Journal of Hydrology*, 2020, 591: 125460. DOI: [10.1016/j.jhydrol.2020.125460](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2020.125460).



## Runoff variation and attribution analysis in the upper Han River basin

DENG Lele, GUO Shenglian, TIAN Jing, WANG Heyu, WANG Jun

*(State Key Laboratory of Water Resources and Hydropower Engineering Science, Wuhan University, Wuhan 430072, China)*

**Abstract:** Under the combined effect of global warming and human activities, the terrestrial energy budget and the hydrological cycle have undergone great changes. These changes have aggravated the uneven spatiotemporal distribution of water resources, resulting in significant alteration in flow regimes. The analysis of runoff evolution and their attribution under changing environment has become a hot topic. The upper Han River basin is the water source of the Middle Route of South-North Water Transfers Project and the pilot basin of the strictest water resources management system in China. The attribution study of runoff evolution in the upper Han River basin can help strengthen water resources protection and integrated management.

The Mann-Kendall test was used to detect the abrupt change points of three runoff signatures, i.e., annual mean runoff, mean stream flows in the wet and dry seasons, at the Ankang and Baihe hydrological stations based on the hydrometeorological data including temperature, precipitation and runoff from 1961 to 2020. The multiple log-transformed linear regression models (MLLR) were built for investigating the relationships between runoff signatures, annual runoff and climate metrics and the differential equation was derived. Then an integrated framework involving extended Budyko equation was developed and differential equation was derived to distinguish the individual impact of climate change and catchment change on multiple runoff signatures for interpreting their evolution. Meanwhile, the proposed methodology is validated with the observed and simulated values based on hydrological models.

The abrupt year of the mean runoff in dry seasons at Ankang station was 1972, and the breakpoints of both mean annual runoff, mean runoff in wet seasons occurred in 1990. The results of Baihe station detected by change-point detection technique was consistent with that of Ankang station. To maintain the consistency of the pre- and post-periods of each station, the abrupt years are obtained by averaging the abrupt years of the individual signature series. Therefore, the average abrupt year of both stations was 1984. After the variation, the mean annual runoff at each station decreased significantly by 23.39% and 23.18% respectively. The precipitation decreased by 7.07% and 6.17% respectively. There was a slight decrease in potential evapotranspiration. The mean runoff in wet and dry seasons decreased 26.43% and 26.04% respectively.

The multi-correlation coefficients of runoff signatures in wet and dry seasons were 0.99 and 0.93 at Ankang station and 0.99 and 0.92 at Baihe station respectively, and the average multi-correlation coefficients were 0.96 for both stations. The relative bias of all runoff signatures was within  $\pm 1\%$ , indicating that the nonlinear relationships between runoff signatures and climate parameters were well captured by the MLLR model and it demonstrated robust performance in estimating the runoff signatures. Both forward and backward approximations, the generally used total differential methods within Budyko's theory, usually lead to some unaccounted difference in the estimation of the change in the mean runoff, while the complementary relationship method can accurately partition the effects of climate change and catchment changes on runoff signatures. The contribution to runoff signatures from climate change at Ankang station ranged from  $-71.12\%$  to  $-34.58\%$ , and that of Baihe station ranged from  $-35.11\%$  to  $-26.29\%$ . The average absolute values of the contribution to runoff signatures from climate change were 35.36%, 30.43% and 53.11% for each station respectively. The Kling-Gupta efficiency equals 0.86 and 0.94 in the ABCD model calibration and validation periods respectively, which shows that it can simulate monthly runoff in the upper Han River basin well. The observed and simulated values based on ABCD model for partitioning the contributions of climate change and catchment change are close to that derived by the extended Budyko method.

**Key words:** runoff signature; climate change; catchment change; Budyko equation; Han River basin