

地极移动与河川径流的关系研究

刘苏峡¹ 王盛^{1, 2} 王月玲¹ 李明新³ 黄玫¹ 彭公炳¹ 肖子牛⁴

(1 中国科学院地理科学与资源研究所陆地水循环及地表过程重点实验室, 北京 100101; 2 中国科学院大学, 北京 100049; 3 长江水利委员会水文局, 武汉 430010; 4 中国气象局气象干部培训学院, 北京 100081)

摘要: 在总结地极移动(以下简称极移)和径流之间可能存在的相互作用机制的基础上, 利用受人类活动影响较少的青藏高原雅鲁藏布江的月径流资料和极移资料以及格兰杰因果关系检验方法, 从统计学角度探索了在月、季和年尺度上, 极移变化与径流变化之间可能存在的联系。结果显示, 在月尺度上, 极移 X 分量变化量在滞后1~8个月和10~21个月是径流变化量的格兰杰原因; 极移 Y 分量变化量在滞后1~9个月和17~24个月是径流变化量的格兰杰原因。在季尺度上, 极移 X 分量变化量只有在滞后2个季的情况下是径流变化量的格兰杰原因; 而极移 Y 分量变化量在滞后4~6个季的情况下是径流变化量的格兰杰原因。在年尺度上, 未检测出格兰杰因果关系。从径流到极移的检测中发现, 月尺度上, 径流变化量在滞后3~25个月为极移 X 分量变化量的格兰杰原因; 径流变化量在滞后1个月和3~25个月为极移 Y 分量变化量的格兰杰原因。在季尺度上, 径流变化量在滞后2~8个季的情况下是极移 X 分量变化量的格兰杰原因; 径流变化量在滞后1~8个季后是极移 Y 分量变化量的格兰杰原因。在年尺度上, 未发现径流变化量和极移变化量存在格兰杰因果关系。在月、季和年尺度上, 极移变化量和径流变化量的不同格兰杰因果关系表明, 利用极移资料可能在月和季尺度上提高资料稀缺区域的水文预测精度。

关键词: 地极移动(极移), 径流, 格兰杰因果关系, 雅鲁藏布江

DOI: 10.3969/j.issn.2095-1973.2014.03.001

Exploring the Relationship between Polar Motion and Runoff

Liu Suxia¹, Wang Sheng^{1, 2}, Wang Yueling¹, Li Mingxin³, Huang Mei¹, Peng Gongbing¹, Xiao Ziniu⁴

(1 Key Laboratory of Water Cycle and Related Land Surface Processes, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101 2 University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049 3 Bureau of Hydrology, Changjiang Water Resources Commission, Wuhan 430010 4 China Meteorological Administration (CMA) Training Centre, Beijing 100081)

Abstract: The evidence of the relationship between polar motion and runoff is reviewed. The relationship between the runoff of Yarlung Zangbo, a primitive river in Tibet, China and polar motion with data records from about 1846 to present is explored. First, the action path framework was structured based on geophysical principles. In order to make time series stationary, the initial time series of polar motion X component, Y component and runoff were transformed into their corresponding first order difference time series ΔX , ΔY , and ΔQ . The Granger causality test between ΔX , ΔY and ΔQ was conducted on monthly, seasonal and annual time scales. It is found that on a monthly scale ΔX influences ΔQ at the lag being from the 1st to the 21st month, with the 9th month being an exception. ΔY influences ΔQ at the lag from the 1st to the 9th month and from the 17th to the 24th month. On a seasonal scale, the influence of ΔX on ΔQ can be seen in the 2nd season (i.e. from the 4th to the 6th month). The influence of ΔY on ΔQ can be seen on a seasonal scale from the 4th to the 6th season (i.e. from the 10th to 18th month). We cannot see evident Granger causality from ΔX , ΔY to ΔQ , on annual scales. For the Granger influence of ΔQ to ΔX , ΔY , it is found that on a monthly scale the influences are prominent at the lag being from the 3rd to the 25th months for the ΔX , for the ΔY it is the 1st and the 3rd to the 25th months. On a seasonal scale these influences can be seen at the lag from the 2nd to the 8th season (corresponding to the 4th to the 24th month) for ΔX and at the lag from the 1st to the 8th season (corresponding to from the 1st to the 24th month) for ΔY . Again, on an annual scale no evident granger causality can be found from runoff to polar motion. The different behaviours on monthly, seasonal and annual scales suggest that using the monthly data of polar motion to obtain the monthly runoff data is more practicable than borrowing the data from polar motion for river runoff on seasonal and annual scales.

Keywords: polar motion, runoff, Granger causality, Yarlung Zangbo River

收稿日期: 2013年11月28日; 修回日期: 2014年4月7日
第一作者: 刘苏峡(1965—), Email: liusx@igsrr.ac.cn
资助信息: 国家重点基础研究发展计划项目(2012CB957802);
国家自然科学基金资助项目(41071024); 长江水利委员会水文局委托项目“长江流域水中长期供水规划——典型流域冰川径流计算及径流组成分析”

1 引言

地极移动 (polar motion), 简称极移, 是指地球自转轴相对于地球本体的位置变化。影响地球自转轴变化的力包括外力和内力。因作用机制的不同, 地轴运动的表现形式也不同, 可分为两类。第一类是被称为岁差 (precession) 和章动 (nutation) 的地轴的方向变动。它们由不涉及机械能消长 (如日月潮) 的外力所驱动。展现在太空, 岁差相当于转轴方向在地球头上画圆的运动, 周期约2.5万年 (常被称为柏拉图年, 或者大年)。章动相当于转轴方向沿着岁差的轨迹的微小颤动, 周期约为18.6年。另一类即为极移, 主要由内力驱动, 是三维物体转动时自发的摆动 (wobble)。目前已观测到的1年和14个月的钱德勒 (Chandler) 周期。驱动极移的内力可能是大气环流、雨雪消长、洋流和地下水等, 但一直还没有定论^[1]。不过Chen等^[2]最新的研究成果展示了北极海冰的消融对近10年的地轴向东移动的驱动联系。

从机理上讲, 极移和径流之间可能存在两种内在联系。一方面如图1所示, 极移可以通过变形力的作用影响地球表层的大气运动, 进而影响陆地水文循环过程^[3-4]。彭公炳等^[3]基于1900—1977年的极移资料 and 我国一些地区的气温、降水、气压、少数水位和流量资料以及北半球内的一些大气环流和大气活动中心指标, 采用滑动分析、方差分析和能谱分析, 发现极移的12个月、14个月、6~7年和35年的周期在气候上都有明显反映。年周期一致不言而喻, 而北京、沈阳、长春、哈尔滨、郑州、重庆、昆明、汕头8个站10年逐月平均气温、500hPa副高指数、亚洲经向环流指数以及武汉、九江、岳阳逐月平均降水都具有11.4

和13.3个月的周期, 即接近极移的12和14个月周期。而东北3站 (哈尔滨、长春、沈阳) 1—2月平均气温和年绝对最低气温, 长江中下游5站 (上海、南京、九江、芜湖、武汉) 1—2月绝对最低气温、6—8月绝对最低气温和年绝对气温, 华南4站 (广州、南宁、贵阳、昆明) 年绝对最低气温, 长江中下游5站5—8月降水, 华北5站 (北京、天津、保定、石家庄、营口) 7—8月降水, 汉口站6—9月平均流量, 太平洋副高西界和南界, 赤道低压位置, 都有6~7年的周期。长江中下游5站5—8月降水和年降水、华北5站年降水、东北3站年绝对最低气温、华南5站1—2月绝对最低气温、长江5站6—8月平均气温、赤道低压东界和西伯利亚高压北界、7月印度低压东界位置都有约30~36年的周期。

另一方面, 如图2所示, 径流变化反映了区域水储量信息, 而水储量的变化引起地球质量再分配, 对极移具有重要的激发作用^[4-10]。

在极移与径流之间存在的上述可能的紧密联系基础上, 本文运用格兰杰 (Granger) 因果关系检验方法, 从统计学角度进一步探索了径流和极移之间的关系。

2 方法与数据

2.1 格兰杰方法

格兰杰因果关系^[11]是从统计学角度探索两组时间序列之间的因果关系的方法, 起初被用于经济学, 目前已开始被用于气象和水文科学研究中^[13-16]。对于变量Y的预测, 如果在加入变量X的信息后能够显著地提高单独运用Y的信息进行预测的效果, 则称变量X是变量Y的格兰杰原因。定义k阶自回归模型 (AR) 和k阶

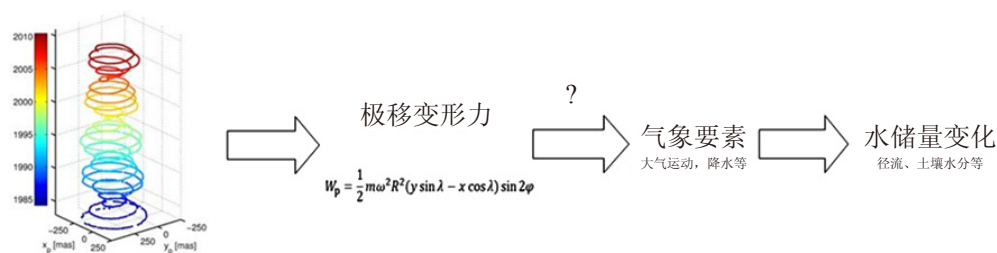


图1 极移对径流影响的可能物理机制
(图中问号表示从极移变性力到大气环流的机制迄今还不甚明了, 极移变化曲线引自文献[11])

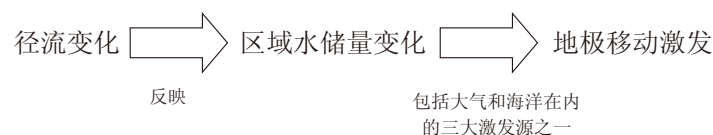


图2 径流对极移影响的可能物理机制

的向量自回归模型 (VAR) 分别为:

$$y_t = C_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{t0} \quad (1)$$

$$y_t = C_2 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{t1} \quad (2)$$

式中, C_1 和 C_2 为常量, α 、 β 、 γ 是模型的系数, ε_{t0} 和 ε_{t1} 是模型的残差。格兰杰检验的原假设 (二者之间不存在因果关系):

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_k = 0 \quad (3)$$

通过最小二乘法计算AR和VAR模型的参数, 然后用F检验判定两个模型之间是否存在显著差异。

$$F = \frac{(RSS_{AR} - RSS_{VAR}) / q}{RSS_{VAR} / (n - m)} \quad (4)$$

式中, RSS_{AR} 是AR模型的残差平方和, RSS_{VAR} 是VAR模型的残差平方和, q 是AR模型的系数的个数 ($q=k$), m 是VAR模型的系数的个数 ($m=2k+1$), n 是观测数据样本数。

格兰杰因果关系检验的前提是序列必须是平稳的, 否则将出现假的因果关系^[17-18]。如果序列不平稳, 可通过进行一阶差分甚至是二阶差分计算, 把序列转化为平稳序列。单位根检验 (Augmented Dickey Fuller, ADF)^[19]常被用来进行序列平稳性检验^[15]。

2.2 数据

极移资料来自国际地球自转和参考系服务 (International Earth Rotation and Reference Systems Service) 的地球定位参数 (The Earth Orientation Parameters) 计划。相对于国际协议原点 (Conventional International Origin, CIO), 地极用坐标 X 和 Y 来记录, 单位为毫弧秒 (mas)。 X 方向为Greenwich子午线方向, 从北极向南为正; Y 方向为西经 90° 方向, 从北极向南为正。资料起始年限为1846年, 原始资料时间间隔包括0.1年和0.5年。

鉴于全球大部分河流受人类活动影响, 因此选取位于青藏高原的受人类活动影响小、区域水循环变化主要较多地受控于自然因素的雅鲁藏布江 (图3), 进行极移与径流之间的关系探索。径流序列是1978年1月—2006年12月的奴下水文站的月径流资料 (Q), 单位为 $m^3 \cdot s^{-1}$ 。奴下水文站流域控制面积为 $191235 km^2$ 。在径流的组成成分里, 冰川积雪融水占 38% ^[20], 径流变化中包含了大量的冰川积雪变化和土壤水分变化信息。

2.3 分析方法

首先对时间序列 X 、 Y 和 Q 进行平稳性检验, 以 $p=0.05$ 为显著性水平。然后从月、季和年3个不同尺度进行格兰杰因果检验, 探索不同时间尺度上, 极移和径流之间可能存在的关系。为了跟径流资料匹配, 检



图3 雅鲁藏布江及奴下水文站示意图

验所用资料年限统一为1978年1月—2006年12月, 极移资料统一处理为月尺度间隔。为了探索极移和径流二者之间的关系, 分别进行从极移到径流 (径流预测中加极移) 和从径流到极移 (极移预测中加径流) 的格兰杰因果关系检验。为了兼顾模型的预测效率和自由度, 在选取滞后项的时候, 月尺度上进行了1~36个滞后项检验, 季尺度上进行了1~12个滞后项检验, 年尺度上进行了1~3个滞后项检验。

3 结果

3.1 极移和径流的时间变化趋势

图4为极移 X 分量、 Y 分量和雅鲁藏布江奴下站径流在1978—2006年的变化趋势。可以看出, 在29年间, 极移 X 分量沿Greenwich子午线方向相对于CIO南北来回摆动, 变幅在 $-250 \sim 300 mas$ 之间, $1 mas$ 约为 $3 cm$, 故变程大约为 $16 m$ 。极移 Y 分量沿西经 90° 向南方向摆动式漂移, 变幅在 $0 \sim 600 mas$ 之间, 变程合约 $18 m$ 。

雅鲁藏布江奴下站径流29年间变化表现为前20年平稳, 后9年水量增大。在明显的年内季节变化的基础上, 每年的月径流峰值相差 $8000 m^3 \cdot s^{-1}$, 折合成径流深, 峰值相差 $0.108 m$ 。

29年间, 相对于径流的29个峰值, 极移 X 分量有24个峰值, 极移 Y 分量有25个峰值。极移 X 和 Y 分量为正弦式脉冲, 径流 Q 是蛙跳式脉冲。

从上述直观分析可见, 极移和径流之间存在一定的联系, 下面详细探讨存在的联系。

3.2 平稳性检验

对3个时间尺度序列进行ADF单位根平稳性检验 (表1—3)。在进行ADF检验时, 需要确定所构建的统计量的一阶滞后差分项的项数 p^* 。根据AIC准则 (Akaike information criteria)^[21], 月、季和年尺度上

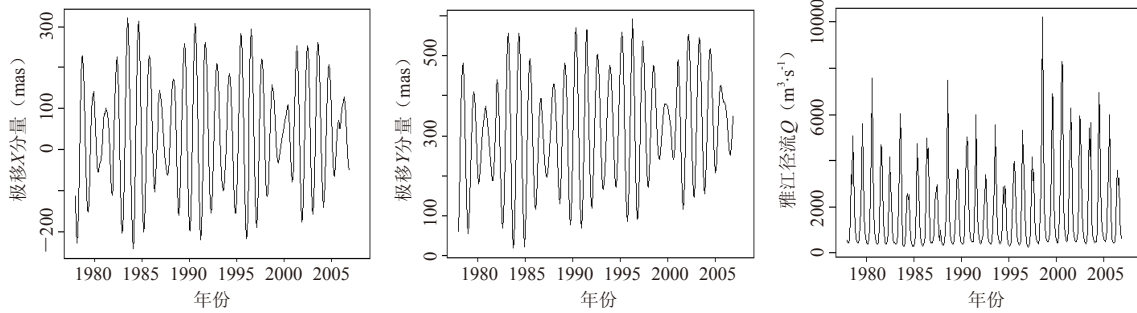


图4 1978年1月—2006年12月的极移X分量、Y分量和雅鲁藏布江奴下站径流

表1 月尺度序列ADF检验结果 (p^* 的最大值取为30, 显著性水平为0.05)

序列名称	ADF统计检验	实际 p^*	概率 (%)
X	-1.68	29	44.04
Y	-1.58	26	48.97
Q	-2.27	22	18.12
ΔX	-6.35	28	0.00
ΔY	-6.82	25	0.00
ΔQ	-7.40	25	0.00

表2 季尺度序列ADF检验结果 (p^* 的最大值取为12, 显著性水平为0.05)

序列名称	ADF统计检验	实际 p^*	概率 (%)
X	-1.85	9	35.47
Y	-1.21	9	66.63
Q	-2.04	7	26.81
ΔX	-7.38	8	0.00
ΔY	-7.31	8	0.00
ΔQ	-8.34	6	0.00

表3 年尺度序列ADF检验结果 (p^* 的最大值取为6, 显著性水平为0.05)

序列名称	ADF统计检验	实际 p^*	概率 (%)
X	-0.64	5	84.18
Y	-1.18	5	66.49
Q	-2.43	3	14.31
ΔX	-5.00	4	0.06
ΔY	-6.30	4	0.00
ΔQ	-9.70	0	0.00

p^* 的最大值分别取30、12和6。

由表1—3可知, 在置信度为0.05的水平上, 系列 X 、 Y 和 Q 均是不平稳的(概率大于5%)。对 X 、 Y 和 Q 分别求一阶差分, 得到序列 ΔX 、 ΔY 和 ΔQ , 即极移 X 、 Y 分量和径流的变化量, 再进行平稳性检验(表1—3), 3个序列均转化为了平稳序列, 因此可以对它们进行格兰杰因果关系检验。

3.3 径流预测中加极移因子对其预测精度提高的效果检验

图5显示了径流变化预测中加极移因子的变化量对预测精度提高的效果。根据格兰杰检验原理, 若拒

绝原假设的概率比显著性水平(0.05)还小, 则拒绝原假设。具体到图5a, 也就是说, 若建立滞后分别为1~8个月、10~21个月的径流变化量的AR和VAR模型, 在加入 ΔX (极移 X 分量的变化量)后, 两模型之间存在显著差异, 径流预测精度可能提高。同理, 若建立滞后为1~9个月、17~24个月的径流变化的AR和VAR模型, 在加入极移 Y 分量的变化量后, 两模型之间存在显著差异, 径流预测精度可能提高(图5b)。

在季尺度上, 仅仅在建立滞后为2个季度的径流变化的AR和VAR模型中, 在加入极移 X 分量的变化量后, 两模型之间存在显著差异, 径流预测精度可能提高(图5c)。而在建立滞后为1、4到6个季度的径

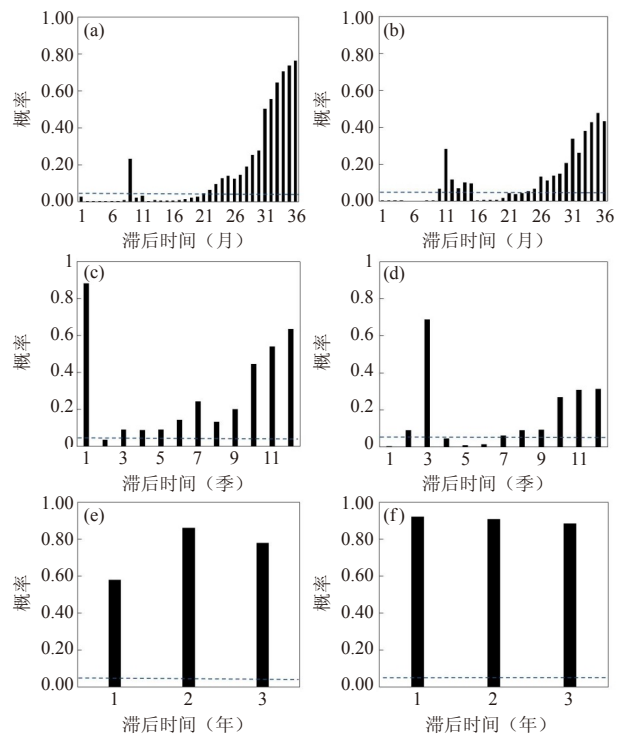


图5 极移影响径流的因果关系检验结果 (a, c, e对应加入极移 X 分量的变化量结果; b, d, f对应加入极移 Y 分量的变化量结果; 每个图的y轴是拒绝原假设的概率, 虚线对应显著性水平 $p=0.05$)

流变化的AR和VAR模型，在加入极移Y分量的变化量后，两模型之间存在显著差异，径流预测精度可能提高（图5d）。

在年尺度上，不论是滞后多少年，加入极移X或者Y分量的变化量，径流变化的AR和VAR模型之间不存在显著差异，径流预测精度不可能提高。

3.4 极移预测中加入径流因子对其预测精度提高的效果检验

图6显示了极移变化预测中加径流变化量对预测精度提高的效果。对于月尺度，若建立滞后为3~25个月的极移X分量变化量的AR和VAR模型，在加入径流变化量后，两模型之间存在显著差异，极移预测精度可能提高（图6a）。

若建立滞后分别为1个月和3~25个月的极移Y分量变化量的AR和VAR模型，在加入径流变化量后，两模型之间存在显著差异，极移变化量预测精度可能提高（图6b）。

在季尺度上，在建立滞后为2~8个季度的极移X分量变化量的AR和VAR模型中，在加入径流变化量后，两模型之间存在显著差异，极移变化量预测精度可能提高（图6c）。在建立滞后为1~8个季度的极移Y分量变化量的AR和VAR模型中，在加入径流变化量

后，两模型之间存在显著差异，极移预测精度可能提高（图6d）。

在年尺度上，不论滞后多少年，加入径流变化量，不论是对极移X还是Y分量的变化量，其AR和VAR模型之间不存在显著差异，极移预测精度不可能提高。

4 结果讨论

4.1 径流和极移究竟在哪个尺度更可能存在联系

从以上的月、季和年尺度上分别进行的极移与径流之间的格兰杰因果关系探索中可知，在月和季节尺度上，径流和极移在0.05显著性水平上显著地互为格兰杰因果。也就是说，总能找到一个滞后时间并在该时间上建立AR和VAR模型，使得两模型呈显著差异，从而能提供改进预测精度的契机。而在年尺度上，尚未检测出因果关系。这验证了本文总结的极移和径流之间可能存在联系，并和Chen等^[6]认为陆地水储量变化对极移具有很强的季节激发结论相一致。而这暗示了利用长序列的极移，可能在月和季尺度上提高水文预报。

4.2 是极移影响径流还是径流影响极移

如前所述，极移和径流谁是因，谁是果，尚不明确。从上述的月、季和年尺度上分别进行的极移与径流之间的格兰杰因果关系探索中也可看出，径流变化和极移变化互为影响。有意思的是不同的滞后尺度影响不一样。在相同的滞后项选取的前提下，统计了径流变化预测加入极移变化量和极移变化量预测加入径流变化量，发生拒绝原假设的滞后模型的个数（表4）。发现，单纯从这个意义上，似乎是极移变化的加入对径流变化预测精度的影响范围要比径流变化的加入对极移变化预测精度的影响范围大（滞后模型个数多）。这暗示，极移对径流的影响作用大于径流对极移的影响作用。如果把径流作为地球气候系统的一个组成单元，也许这是地球运动因子影响气候变化的一个潜在信号。

如图5—6以及表4所示，极移X和Y分量的变化量与径流变化之间的关系在时间上并不完全同步：在同一滞后时间下拒绝原假设的统计概率有所差异，拒绝原假设的滞后模型的个数也不相同。总体上来说，径流变化与极移Y分量变化量的统计关系要强于径流变化与极移X分量变化量的关系。这可能与雅鲁藏布江所在的位置和该区域的水循环特点有着紧密联系。如图7所示，雅鲁藏布江所在区域位于90°E附近，即极移Y分量的负方向，该区域的水文循环过程主要是印度洋季风沿着经向北上形成降水，降水再主要通过径

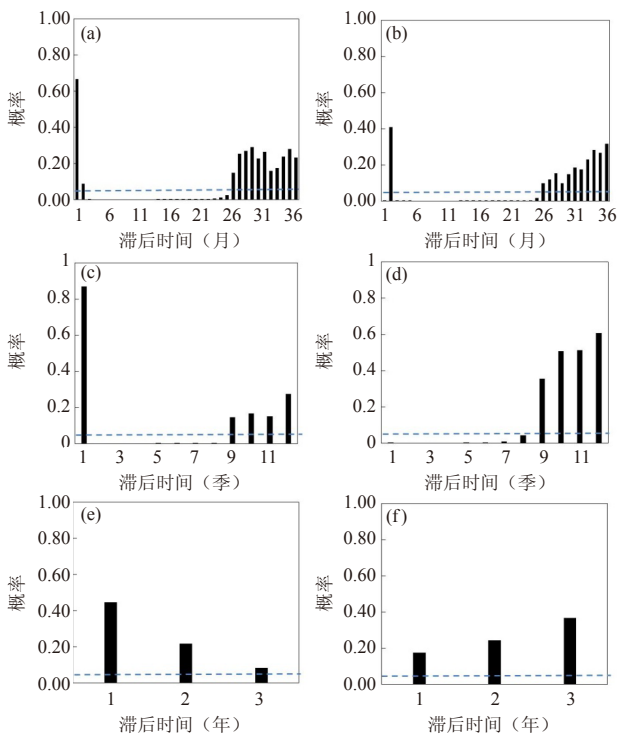


图6 径流影响极移的因果关系检验结果（a, c, e对应极移X分量变化量的结果；b, d, f对应极移Y分量变化量的结果；每个图的y轴是拒绝原假设的概率，虚线对应显著性水平 $p=0.05$ ）

表4 拒绝原假设的滞后模型的个数

模型	月尺度		季尺度	
	X	Y	X	Y
径流变化预测加入极移变化量	19	17	1	4
极移变化预测加入径流变化量	21	24	7	8

流的形式又回到印度洋, 这个水文循环过程主要是经向上的, 所以在统计关系上该区域的径流变化与极移Y分量的变化统计关系更显著。

4.3 雅鲁藏布江径流与极移

和整个地球相比, 雅鲁藏布江流域面积不是很大, 为何本文的统计结果显示其径流的变化在一定程度上竟能对极移可能有影响? 朱琳等^[22]的研究表明, 在从1948—2011年的64年间, 全球山脉力矩变化最为显著的地区集中在欧亚大陆的中南部和南美洲安第斯山脉, 尤其以青藏高原区域变化最为剧烈。本文统计得到的雅鲁藏布江径流对极移的影响是因为其位置处于敏感区的特殊性? 还是一种统计的必然(即抑或任何河川径流都存在关系)? 下一步我们将选择世界大河进行深入研究, 进一步揭示径流对极移的影响机制。

4.4 研究的引申意义

陆地水储量变化是极移激发的一个重要源, 而极移反过来又可能通过离心力的变化来改变陆地水文循环过程。鉴于极移具有较长时间序列, 弄清楚极移与径流之间的关系, 可为借用极移资料提高资料稀少地区的水文预测精度提供宝贵的资料支持。资料稀缺区域的水文预报(Predictions in Ungauged Basins, PUB)是国际水文科学协会(IAHS)于2002年启动的一个十年水文计划。通过类比, 刘苏峡等^[23-24]总结出PUB研究的“借”、“替”、“种”方法三元论。循此方法论, 若能厘清极移和径流的关系, 就可“借”

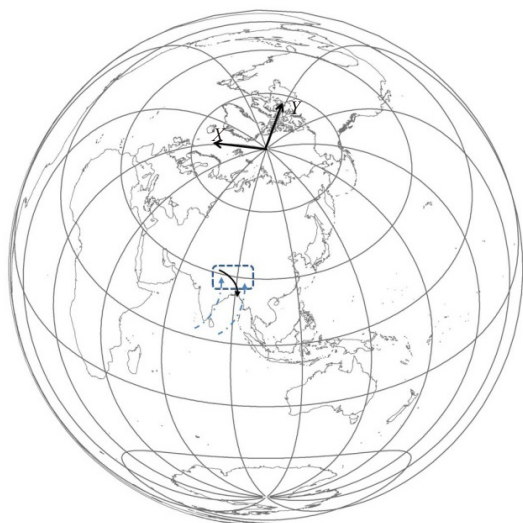


图7 雅鲁藏布江水文循环过程示意图

用有较长时间系列的极移资料的优势, 展延水文资料, 加强寒区水文研究^[25], 提高水文预测的精度。

4.5 研究的局限

格兰杰检验的一个局限是它只能检测出加入某个因子后是否与不加因子的预测效果是否一样, 但它尚不能展示, 加入某个因子后, 是否就会提高预测精度。很显然, 不一样的后果也可能是降低预测精度。所以径流和极移关系的探索任重而道远。

在空间尺度上, 极移运动和激发涉及到整个地球系统, 所以严格意义上, 完全的研究应选取全世界大型河流进行研究。这将是下一步工作目标。

另外, 我们只做了有限的滞后时间的比较, 对于其他滞后时间, 是否会带来不同的结论, 还需要更多探索。

最后要强调的是, 即使统计方法能做得尽善尽美, 欲真正弄清极移与径流的关系还需要走“统计——统计推断——动力机制”相结合的路径。彭公炳等^[3]在统计事实基础上推断, 极移振幅增大时, 极移与气候的联系的可能性增强。极移振幅的高值年, 亚欧中纬地区经向环流指数增强, 纬向环流指数减弱, 副高偏南, 中纬度地区海洋向大陆输送的水汽减少, 因为降水减少, 冬半年气温也降低, 而地处副热带的我国长江中下游降水有所增加, 反之亦然。更深入的统计推断和动力机制将是下一步工作的方向。

5 结论

本文采用格兰杰因果检验方法, 基于国际地球自转和参考系服务地球定位参数计划的极移数据和位于青藏高原的受人类活动影响小的雅鲁藏布江奴下站1978—2006年的月径流资料, 在月、季和年尺度上分别进行了从极移到径流(径流变化预测中加极移变化)和从径流到极移(极移变化预测中加径流变化)的格兰杰因果关系检验。

在月和季节尺度上, 径流和极移在0.05显著性水平上显著地互为格兰杰因果。也就是说总能找到一个滞后时间并在该时间上建立自回归(AR)和向量自回归(VAR)模型, 使得两模型呈显著差异, 从而能提供改进预测精度的契机。而在年尺度上, 尚未检测出因果关系。

比较发生拒绝原假设的滞后模型的个数, 发现极移加入径流对径流预测精度的影响范围要比径流加入极移对极移预测精度的影响范围大, 也即滞后模型个数多, 暗示极移对径流的影响大于径流对极移的影响。

研究成果将可能用极移资料提高资料稀缺地区的

水文预测精度。

极移和径流关系的深入的研究，将是对格兰杰方法的改进、采用全世界大河进行全面研究、讨论更多的滞后时间，特别是，采用“统计——统计推断——动力机制”相结合的方法进行。

参考文献

- [1] 赵丰. 见微知著——话地球自转. 科学月刊, 1990, 21(11): 866-876.
- [2] Chen J L, Wilson C R, Ries J C, et al. Rapid ice melting drives Earth's pole to the east. *Geophysical Research Letters*, 2013, 40(11): 2625-2630.
- [3] 彭公炳, 陆巍, 殷延珍. 地极移动与气候的几个问题. *大气科学*, 1980, 4(4): 369-378.
- [4] Wahr J M. Deformation induced by polar motion. *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, 1985, 90(B11): 9363-9368.
- [5] 闫昊明, 钟敏, 朱耀仲, 等. 极移半年振荡的年际变化与北大西洋涛动. *自然科学进展*, 2002, 12(1): 104-107.
- [6] Chen J L, Wilson C R. Hydrological excitations of polar motion, 1993-2002. *Geophysical Journal International*, 2005, 160(3): 833-839.
- [7] Nastula J, Ponte R M, Salstein D A. Comparison of polar motion excitation series derived from GRACE and from analyses of geophysical fluids. *Geophys Res Lett*, 2007, 34, L11306, doi:10.1029/2006GL028983.
- [8] Jin S, Chambers D P, Tapley B D. Hydrological and oceanic effects on polar motion from GRACE and models. *J Geophys Res*, 2010, 115, B02.
- [9] Jin S G, Hassana A A, Feng G P. Assessment of terrestrial water contributions to polar motion from GRACE and hydrological models. *Journal of Geodynamics*, 2012, 62: 40-48.
- [10] Chen J L, Wilson C R, Zhou Y H. Seasonal excitation of polar motion. *Journal of Geodynamics*, 2012, 62: 8-15.
- [11] Schuh H, Böhm S. Earth rotation - In: Gupta H K (Ed), *Encyclopedia of solid Earth geophysics (Encyclopedia of Earth Sciences Series 1)*. Springer, 2011.
- [12] Granger C W J. Investigating causal relations by econometric methods and cross-spectral methods. *Econometrica*, 1969, 37: 424-438.
- [13] Elsner J B. Granger causality and Atlantic hurricanes. *Tellus*, 2007, 59: 476-485.
- [14] He D, Ren J, Fu K, et al. Sediment change under climate changes and human activities in the Yuanjiang-Red River Basin. *Chinese Science Bulletin*, 2007, 52: 164-171.
- [15] Attanasio A. Testing for linear Granger causality from natural/anthropogenic forcings to global temperature anomalies. *Theoretical Appl Climatol*, 2012, 110: 281-289.
- [16] Attanasio A, Pasini A, Triacca U. A contribution to attribution of recent global warming by out-of-sample Granger causality analysis. *Atmos Sci Lett*, 2012, 13: 67-72.
- [17] Stock J H, Watson M W. Interpreting the evidence on money-income causality. *Journal of Econometrics*, 1989, 40: 161-181.
- [18] Sims C A, Stock J H, Watson M W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 1990, 58: 113-144.
- [19] Dickey D, Fuller W A. Likelihood ratio statistic for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 1981, 49: 427-431.
- [20] 刘天仇. 雅鲁藏布江水文特征. *地理学报*, 1999, 54(s): 157-164.
- [21] Akaike H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 1974, 19(6): 716-723.
- [22] 朱琳, 黄玫, 巩贺, 等. 全球山脉力矩时空变化及其与地球自转的关系. *气象科技进展*, 2014, 4(3): 32-35.
- [23] 刘苏峡, 刘昌明, 赵卫民. 无测站流域水文预测 (PUB) 的研究方法. *地理科学进展*, 2010, 29(11): 1333-1339.
- [24] Liu S, Mo X, Liu C, et al. On Pub methodology from Chinese lessons. *Hydrological Science Journal*, 2014, doi: 10.1080/02626667.2014.899702.
- [25] Wang S, Liu S. Exploring the relationship between polar motion and a primitive river's runoff based on Granger causality. *IAHS Publ.* 360, 2013.