文章编号：2097-096X(2022)-06-0532-08

多年调节水库调蓄的影响因素判别与影响时长分析

鲍淑君[1]，周翔南[2]，尚文绣[2]，尚　弈[3]
(1. 国家发展和改革委员会国际合作中心，北京　100045；
2. 黄河勘测规划设计研究院有限公司，河南 郑州　450003；
3. 华北水利水电大学，河南 郑州　450045)

摘要：以格兰杰因果关系检验为基础，提出了多年调节水库调蓄的影响因素判别与影响时长分析方法，并通过理论分析、实践总结、多元线性回归及相关关系显著性检验辅助判别因果关系的合理性。以黄河龙羊峡水库为例，结果表明：1990—2018 年黄河天然径流量和地表水取水量均是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，影响时长均为 2 年，天然径流量和地表水取水量的当年值对龙羊峡水库补水量的影响强于前 1 年的影响；天然径流量与龙羊峡水库补水量间具有显著的线性相关关系，但地表水取水量与龙羊峡水库补水量间的线性相关关系较弱。结合龙羊峡水库调蓄机制和实践过程，发现天然径流量是龙羊峡水库调蓄的重要影响因素，地表水取水量对龙羊峡水库调蓄没有显著影响，但龙羊峡水库调蓄保障了黄河地表水的稳定供给。

关键词：多年调节水库；格兰杰因果关系检验；影响时长；调蓄规律；龙羊峡水库；黄河
中图分类号：TV213　　**文献标识码：**A　　**doi：**10.13244/j.cnki.jiwhr.20220003

1　研究背景

多年调节水库通过蓄丰补枯，在应对连续枯水、保障供水安全中发挥了重要作用[1-3]。水库调蓄可能受到上游来水、下游用水、入库泥沙、水文预报、管理策略等多因素的复合影响[4-7]，明确多年调节水库调蓄的影响因素及其影响时长，对于科学制定水库调蓄方案、有效应对连续枯水、开展水库调度精准模拟优化、提高水库运行综合效益等具有重要意义。在多年调节水库调蓄的影响因素上，已有研究基于理论和实践经验，人为筛选出水库调蓄的可能影响因素[8-11]，缺少对可能影响因素准确性的判别方法。现有分析方法具有较强的主观性，受研究者个人认知的影响较大；此外，由于各水库的气象水文条件、规模、任务等存在差异，影响因素不尽相同，仅通过理论和经验难以保障提出的可能影响因素的准确性，需要结合水库的长系列实际调蓄过程进一步量化研究。多年调节水库调蓄周期长，前期来水、用水等因素可能持续影响当前及未来的水库调蓄方案，但已有研究缺少影响因素的影响时长量化分析方法。

格兰杰因果关系检验(Granger causality test)是经济学和社会学领域常用的分析方法，用于检验两个时间序列是否存在统计学意义的因果关系[12-14]。格兰杰因果关系检验已经在水资源相关研究中得到了初步应用，例如，雷玉桃等[15]识别了我国工业用水量的影响因素，申建建等[16]建立了水电站调峰压力指标间的联动关系，秦腾等[17]研究了不同地区水资源利用效率间的影响关系。格兰杰因果关系检验为基于历史实测资料识别水库实际调蓄中的影响因素提供了可行方法。此外，格兰杰因果关系检验结果随着前期信息滞后时长的变化而改变，为识别影响因素的作用时长提供了可能。但目前尚无研究将格兰杰因果关系检验应用于多年调节水库调蓄的影响因素判别与影响时长分析中。

本文应用格兰杰因果关系检验判别多年调节水库的影响因素，提出改进方法将格兰杰因果关系检

收稿日期：2022-01-07；网络首发时间：2022-07-21
网络首发地址：https://kns.cnki.net/kcms/detail/10.1788.TV.20220720.1213.002.html
基金项目：国家自然科学基金项目(51879240)；河南省重大科技专项(201300311400)
作者简介：鲍淑君(1981-)，博士，高级工程师，主要从事水文水资源研究。E-mail：shujunabby@126.com
通讯作者：尚文绣(1990-)，博士，高级工程师，主要从事水文水资源研究。E-mail：wenzi11191@163.com

验用于分析各因素的影响时长，结合理论分析、多元线性回归等分析了格兰杰因果关系检验结果的合理性，分析了多年调节水库在黄河供水安全保障中发挥的作用。

2 研究方法简介

2.1 方法步骤 多年调节水库调蓄的影响因素判别方法步骤为：(1)基于理论和经验提出可能的影响因素；(2)对可能的影响因素及水库调蓄的时间序列进行平稳性检验；(3)对通过平稳性检验的时间序列进行格兰杰因果关系检验；(4)对通过格兰杰因果关系检验的时间序列进行多元线性回归 F 检验；(5)当步骤(3)和步骤(4)的检验结果一致时，认为影响因素对多年调节水库调蓄具有显著影响，否则需结合理论和实践经验判断检验结果的合理性。

影响因素的影响时长分析方法步骤为：(1)采用格兰杰因果关系检验得到影响因素的最长显著影响时长；(2)采用多元线性回归 t 检验得到影响因素在不同时段的影响程度差异。

2.2 平稳性检验 具有趋势或周期性变化的时间序列会导致格兰杰因果关系检验失效，因此需要先对数据序列进行平稳性检验[15]。采用增广的迪基-富勒(Augmented Dickey-Fuller，ADF)单位根检验判断时间序列的平稳性。该方法假设待检验序列为非平稳时间序列，如果检验结果为拒绝原假设，则认为序列为平稳时间序列[18]。ADF 检验模型有 3 种形式：不含截距项和趋势项，仅含截距项，同时有截距项和趋势项[19]。通过任一形式的 ADF 检验即可说明序列为平稳时间序列[16]。本文采用仅含截距项的检验模型：

$$\Delta y_t = a + b y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \varphi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1}$$

式中：y_t为待检验序列 Y 的第 t 时段的数值；Δy_t为 y_t的一阶差分，即 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$；$a$ 为常数项；b 和 φ_i为回归系数；m 为滞后阶数；ε_t为误差项。

将普通最小二乘法下的 t 统计量作为 ADF 检验值，如果 ADF 检验值小于显著性水平 5%下的临界值，则拒绝原假设，认为 Y 是平稳时间序列。如果两个时间序列没有通过平稳性检验，但两者的一阶差分序列均能通过平稳性检验且不存在协整关系，那么可以对一阶差分序列进行格兰杰因果关系检验[20]。

2.3 格兰杰因果关系检验 现有研究常通过相关分析研究变量间的关系，但两个变量在统计上具有显著相关性并不意味着两者存在因果关系。本文通过格兰杰因果关系检验来分析自变量 X 和因变量 Y 之间是否存在因果关系。格兰杰因果关系检验的原理是：如果在同时考虑 X 和 Y 的前期信息的情况下对 Y 的预测结果显著优于只考虑 Y 的前期信息的情况下对 Y 的预测结果，说明考虑 X 的前期信息显著地提高了对 Y 的预测精度，那么 X 是 Y 的格兰杰原因[21]，存在 X 和 Y 互为格兰杰原因的现象。

格兰杰因果关系检验采用的回归模型如下[16]：

$$y_t = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \tag{2}$$

$$x_t = \sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \tag{3}$$

式中：y_t和 x_t分别为序列 Y 和 X 的第 t 时段的数值；n 为滞后阶数；α_j、β_j、λ_j、δ_j均为回归系数；ε_{1t}、ε_{2t}为误差项。

格兰杰因果关系检验的原假设是 X 和 Y 之间不存在格兰杰因果关系。计算式(2)和式(3)的 F 统计量及其对应的频率[22]，如果 F 统计量对应的频率小于显著性水平 5%，则拒绝原假设，说明存在格兰杰因果关系。

在多年调节水库调蓄的影响因素分析中，如果存在格兰杰因果关系，那么最大滞后阶数 N 反映了影响因素的对多年调节水库调蓄的最长显著影响时长，将 N 作为影响时长。

2.4 多元线性回归显著性检验 格兰杰因果关系检验得到的最大滞后阶数可以反映各影响因素的影响

时长，但不能反映各影响因素的作用效果随时间的变化情况。为了解答这一问题，本文采用多元线性回归的 F 检验和 t 检验，量化分析各影响因素在不同时段对多年调节水库调蓄的影响程度差异，同时也作为格兰杰因果关系检验结果合理性的辅助分析方法。

建立多元回归方程：

$$y_t = h + \sum_{j=1}^{v} g_j x_{t-j} \tag{4}$$

式中：y_t为因变量；h 为常数项；g_j为回归系数；v 为自变量数量，取值为 1~N；N 是通过格兰杰因果关系检验的最大滞后阶数；x_{t-j}是自变量。F 检验可判断回归方程是否具有显著的线性关系，t 检验可判断每个自变量是否对因变量具有显著影响。随着 v 的增大，F 检验和 t 检验结果随之改变，从而反映不同时段的影响因素对回归方程线性关系及因变量的影响程度差异。

构造 F 统计量检验回归方程线性关系的显著性：

$$F = \frac{(c-v-1)\sum (\hat{y}_t - \bar{y}_t)^2}{v\sum (y_t - \hat{y}_t)^2} \tag{5}$$

式中：F 为多元线性回归方程的 F 统计量；c 为样本数量；$\hat{y}_t$为用式(4)计算出的 y_t的估计值；$\bar{y}_t$为 y_t 的平均值。如果 F 统计量对应的频率小于显著性水平 5%，则认为回归方程具有显著的线性关系。

构造 t 统计量检验回归方程中每个自变量对因变量的影响是否具有显著性：

$$t_j = \frac{\hat{g}_j - g_j}{e_j} \tag{6}$$

式中：t_j为多元线性回归方程自变量 x_{t-j}的 t 统计量；$\hat{g}_j$为 g_j的估计值；e_j为 g_j的标准误差。如果 t 统计量对应的频率小于显著性水平 5%，则认为自变量对因变量具有显著影响。

2.5 多年调节水库数据处理 多年调节水库调度计划的制定受到来水与用水的影响。来水、用水与水库调蓄在年内均呈现出周期性变化，例如汛期来水多、非汛期来水少，农业用水集中于灌溉期，水库枯水期补水、汛期蓄水等。如果采用日尺度或月尺度数据，时间序列无法通过平稳性检验。在进行格兰杰因果关系检验时，采用年尺度数据较为合适。

水库调蓄决策的时间尺度一般小于月尺度，汛期调蓄可以达到小时尺度。如果采用年尺度数据，对水库调蓄发挥关键影响的年内前期信息会被视为当年值，导致其在格兰杰因果关系检验中被忽略。为了解决这一问题，本文对时间序列进行处理，待检验的初始时间序列为 X_0和 Y_0，构造时间序列 X_1和 Y_1，令：

$$x_{1t} = x_{0t+1} \tag{7}$$

$$y_{1t} = y_{0t+1} \tag{8}$$

在检验 X 是否是 Y 的格兰杰原因时，对 X_1和 Y_0进行检验；在检验 Y 是否是 X 的格兰杰原因时，对 Y_1和 X_0进行检验。采用这一处理方法可以保障来水、用水与水库调蓄在年内的前期信息不被忽略。

3 应用实例检验

3.1 研究区域与数据来源 以位于黄河上游的龙羊峡水库为例进行研究。龙羊峡水库位于青海省共和县、贵南县交界处，是黄河干流上唯一一座多年调节水库，控制黄河天然径流量的 40%以上，调节库容 193.6 亿m^3(图 1)。龙羊峡水库 1978 年开工建设，1986 年开始蓄水。水库的开发任务以发电为主，兼有防洪、灌溉、防凌、养殖、旅游等综合效益。

从理论和调蓄实践分析，黄河天然径流量和地表水取水量可能是龙羊峡水库补水量的影响因素，龙羊峡水库补水量可能影响黄河取水量，但黄河天然径流量不受龙羊峡水库影响。因此，分析黄河天然径流量是否是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，检验黄河取水量与龙羊峡水库年补水量是否互为格兰杰原因，并根据最大滞后阶数识别影响时长。

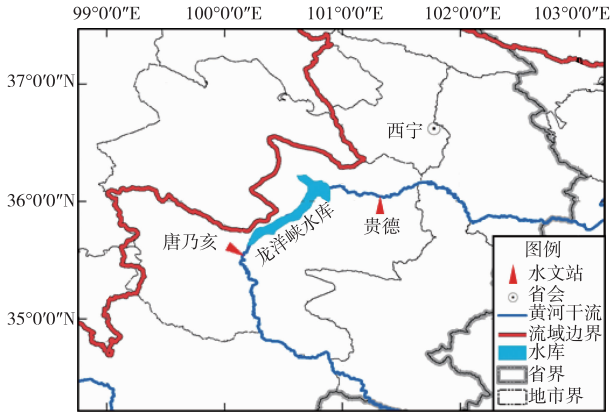


图 1　研究区域

将龙羊峡水库出库水文站贵德站和入库水文站唐乃亥站的实测年径流量之差作为龙羊峡水库的年补水量，为负值时代表水库蓄水。研究时段为 1990—2018 年，贵德和唐乃亥实测径流量采用相应水文站的实测数据，黄河天然径流量与取水量采用《黄河水资源公报》和第三次水资源调查评价成果。

3.2　平稳性检验结果　时间序列平稳性检验结果见表 1。1990—2018 年黄河天然径流量、地表水取水量和龙羊峡水库补水量的 ADF 检验值均小于显著性水平 5%时的临界值，说明均是平稳时间序列，可以进行格兰杰因果关系检验。

表 1　ADF 单位根检验结果

检验对象	ADF 检验值	5%临界值	结论
天然径流量	−3.57	−2.97	平稳
地表水取水量	−3.40	−2.97	平稳
龙羊峡水库补水量	−5.70	−2.97	平稳

3.3　因果关系检验结果　格兰杰因果关系检验结果见表 2。对于原假设 1，滞后阶数为 1 年和 2 年时，*F* 统计量对应的频率小于 5%，拒绝原假设，说明在考虑当年值和前 1 年值的情况下，天然径流量是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因；滞后阶数为 3 年时，*F* 统计量对应的频率大于 5%，接受原假设，说明在考虑当年值和前 2 年值的情况下，天然径流量不是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因；根据最大滞后阶数得到天然径流量对龙羊峡水库补水量的影响时长为 2 年。由原假设 2 和原假设 3 的检验结果可知，地表水取水量是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，影响时长为 2 年；龙羊峡水库补水量不是地表水取水量的格兰杰原因。

表 2　格兰杰因果检验结果

原假设		滞后阶数 = 1 年		滞后阶数 = 2 年		滞后阶数 = 3 年	
编号	内容	频率	结论	频率	结论	频率	结论
1	天然径流量不是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因	0.0029	拒绝	0.0032	拒绝	0.0529	接受
2	地表水取水量不是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因	0.0010	拒绝	0.0053	拒绝	0.1188	接受
3	龙羊峡水库补水量不是地表水取水量的格兰杰原因	0.6543	接受	0.6276	接受	0.5602	接受

3.4　多元线性回归显著性检验结果　由于黄河天然径流量和地表水取水量均是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，因此对龙羊峡水库补水量及其两个影响因素分别进行多元线性回归，考虑滞后阶数为 1 年（即仅考虑影响因素的当年值）和 2 年（即考虑影响因素的当年值和前 1 年值），拟合效果和显著性检验结果见表 3 和表 4。

表 3　多元线性回归拟合效果与公式 F 检验结果

自变量	滞后阶数 = 1 年			滞后阶数 = 2 年		
	自变量数	相关系数 r	F 特征值频率	自变量数	相关系数 r	F 特征值频率
天然径流量	1	0.39	0.0382	2	0.57	0.0075
地表水取水量	1	0.22	0.2568	2	0.26	0.4089

表 4　多元线性回归自变量的 t 检验特征值的频率

自变量	天然径流量		地表水取水量	
	滞后阶数 = 1 年	滞后阶数 = 2 年	滞后阶数 = 1 年	滞后阶数 = 2 年
x_{t-1}	0.0382	0.0235	0.2568	0.2304
x_{t-2}		0.1513		0.3152

对于天然径流量和龙羊峡水库补水量，在滞后阶数为 1 年和 2 年两种情景下多元线性回归的相关系数没有达到强相关性，但均高于 0.3，且拟合公式均通过了显著性水平 5% 的 F 检验，说明天然径流量和龙羊峡水库补水量之间具有显著的线性关系。与滞后阶数为 1 年时的回归结果相比，滞后阶数为 2 年时相关系数增大，F 检验特征值的频率减小，说明考虑天然径流量的前 1 年值增大了线性关系的显著性。自变量的 t 检验结果显示，当滞后阶数为 1 年时，天然径流量的当年值对龙羊峡水库补水量的当年值具有显著影响；当滞后阶数为 2 年时，天然径流量的当年值对龙羊峡水库补水量的当年值具有显著影响，但天然径流量的前 1 年值对龙羊峡水库补水量的当年值没有显著影响，说明天然径流量当年值对龙羊峡水库补水量的影响程度高于前 1 年值。

对于地表水取水量和龙羊峡水库补水量，在滞后阶数为 1 年和 2 年两种情景下多元线性回归的相关系数均低于 0.3，虽然随着滞后阶数的增大拟合效果改善，但两种情景下拟合公式均没有通过显著性水平 5% 的 F 检验，说明变量之间的相关性很弱。两种情景下自变量的 t 检验特征值的频率均大于 5%，说明每个自变量对因变量的影响均不显著。

4　讨论

4.1　来水与水库调蓄之间的关系分析　由格兰杰因果关系检验和线性回归显著性检验结果可知，黄河天然径流量对龙羊峡水库调蓄的影响时长为 2 年，其中天然径流量当年值的影响大于前 1 年值。1990—2018 年历年黄河天然径流量和龙羊峡水库补水量见图 2。在统计的 29 年中，有 12 年龙羊峡水库蓄水，年均蓄水量 38.44 亿 m^3；有 17 年龙羊峡水库补水，年均补水量 30.54 亿 m^3。龙羊峡水库总体表现出丰水年蓄水、枯水年补水的特征，统计结果显示，可以将天然径流量 470 亿 m^3 作为龙羊峡水库蓄补水的划分界限：在水库蓄水的 12 年中，有 75% 的年份天然径流量大于 470 亿 m^3；在水库补水的 17 年中，有 71% 的年份天然径流量小于 470 亿 m^3。

龙羊峡水库表现出连续蓄水和连续补水的特征，持续时间为 2~3 年。相关研究显示，黄河降水与径流均具有 2~3 年的短周期[23-24]，这与龙羊峡水库连续蓄补水特征一致。在 2000—2002 年连续枯水时段，黄河年均天然径流量仅 289.31 亿 m^3，比多年平均值 490.04 亿 m^3（1956—2016 年系列，下同）偏低 41%，期间龙羊峡水库累计补水 85.35 亿 m^3；在来水偏丰的 2003—2005 年，黄河年均天然径流量 524.32 亿 m^3，龙羊峡水库累计蓄水 165.34 亿 m^3。龙羊峡水库的蓄补水规律与天然径流量的丰枯特征并不完全对应，需要考虑前期影响，例如，1998—1999 年黄河年均天然径流量 433.28 亿 m^3，比多年平均值偏枯 12%，但龙羊峡水库蓄水 113.10 亿 m^3，原因在于 1994—1997 年黄河年均天然径流量仅 389.89 亿 m^3，期间龙羊峡水库持续补水，至 1997 年水库存蓄水量几乎耗尽，在黄河天然径流量 302.25 亿 m^3、下游断流超过 200 天的 1997 年，龙羊峡水库补水量已不足 1 亿 m^3，因此 1998—1999 年龙羊峡水库大量蓄水以应对未来可能发生的极端枯水。在随后发生的 2000—2002 年连续枯水中，

1998—1999 年龙羊峡水库蓄水量发挥了重要作用。

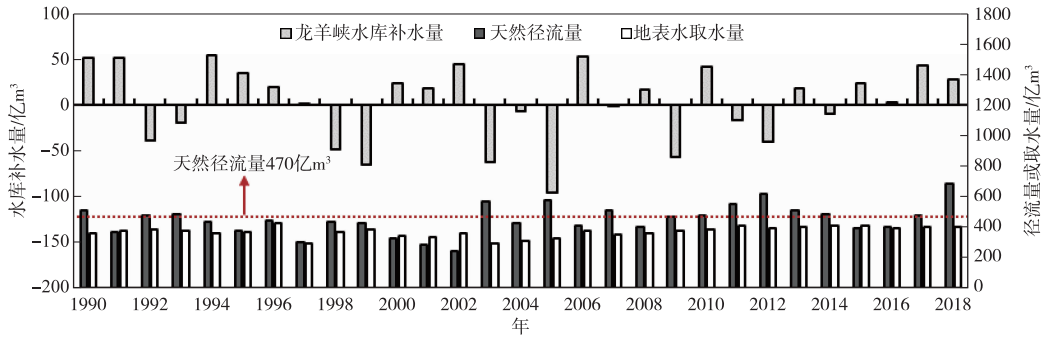


图 2　龙羊峡水库补水量、天然径流量与地表水取水量变化

4.2　用水与水库调蓄之间的关系分析　由格兰杰因果关系检验结果可知，黄河地表水取水量是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，影响时长为 2 年，但龙羊峡水库补水量不是地表水取水量的格兰杰原因；线性回归显著性检验结果显示，两者间没有显著的线性相关关系。针对两种统计分析结果相矛盾的问题，结合黄河取水和龙羊峡水库调度实践开展分析。

黄河地表水需水量主要取决于供水区的耕地面积、种植结构、人口等因素。黄河流域人均地表水资源量不足全国平均水平的 1/4，是资源性缺水流域，实际供水能力远低于需水量。为了控制沿黄地区用水增长、保护黄河生态环境，1987 年国务院批准实施了“黄河可供水量分配方案”，即“八七”分水方案，这是我国首个大江大河的水量分配方案。“八七”分水方案将黄河多年平均径流量 580 亿m^3（1919—1975 年系列）中的 370 亿m^3分配给沿黄 9 省（区）及河北、天津。在实际分配中，考虑年度来水预报与水库蓄水量，对“八七”分水方案丰增枯减得到年度省（区）分配耗水量，省（区）以分配耗水量为约束控制实际耗水量。

2001—2018 水文年（当年 7 月至次年 6 月）黄河分配耗水量与实际耗水量见图 3：极端枯水的 2001—2002 水文年实际耗水量超过分配耗水量；2003—2013 水文年实际耗水量比分配耗水量小 10%，年均剩余耗水指标 33 亿m^3；2014—2017 水文年实际耗水量超过分配耗水量 7%，年均超指标耗水 22 亿m^3；2018 水文年来水偏丰，分配耗水量较大，实际耗水量小于分配耗水量。总体上黄河地表水耗水量在分配耗水量上下波动，呈现出先增加后减小的趋势，2010 年后地表水耗水量在 330 亿m^3附近小幅波动，地表水取水量在 400 亿m^3附近小幅波动。

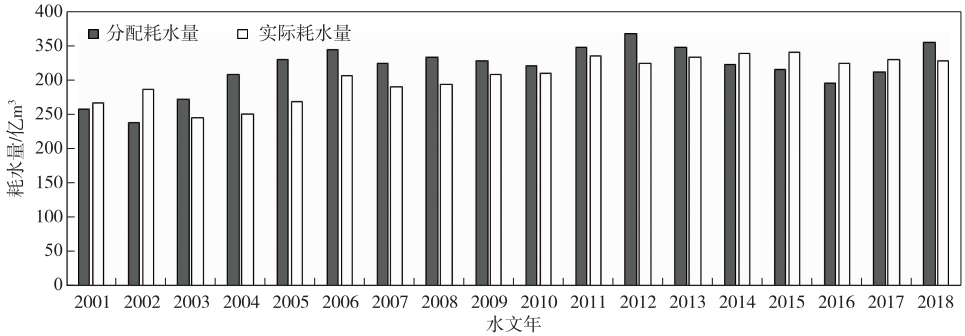


图 3　黄河历年分配耗水量与实际耗水量

保障地表水的稳定供给是龙羊峡水库调蓄的重要任务，龙羊峡水库根据当年来水量和水库前期蓄水量，制定本年的蓄补水计划。1990—2018 年黄河天然径流量极值比 2.78，年际变化较大，龙羊峡水库在丰水年蓄水、枯水年补水，从而保障了黄河地表水的稳定供给，使地表水取水量波动幅度小于天然径流量，极值比 1.46，2010—2018 年极值比仅 1.07（图 2）。1990—2018 年中有 5 年黄河地表水取水量甚至超过了天然径流量，这些年份龙羊峡水库均通过补水保障地表水供给，年均补水 31.92 亿m^3。

格兰杰因果关系检验是一种统计分析方法，不涉及所检验的时间序列之间的内在作用机理，因此

存在格兰杰因果关系并不意味着两个时间序列间一定具有因果关系，需要结合机制分析、实践总结等加以验证。在本文中，天然径流量是龙羊峡水库补水量的重要影响因素，但黄河地表水取水量对龙羊峡水库补水量的影响并不显著。黄河地表水取水量受到分水指标约束，总体较为稳定。龙羊峡水库根据天然径流量在年际间蓄丰补枯，是保障黄河地表水稳定供给的重要措施。

5 结论

本文基于格兰杰因果关系检验提出了多年调节水库影响因素及其影响时长的分析方法，以黄河龙羊峡水库为例，研究了天然径流量和地表水取水量对水库调蓄的影响，得到以下结论：

(1)黄河天然径流量是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，影响时长为 2 年。天然径流量和龙羊峡水库补水量的当年值之间存在显著的线性相关关系，但前 1 年的天然径流量不对龙羊峡水库当年的补水量产生显著影响。当天然径流量大于 470 亿m^3时，龙羊峡水库以蓄水为主，反之以补水为主。

(2)黄河地表水取水量是龙羊峡水库补水量的格兰杰原因，影响时长为 2 年，但当年及前 1 年的地表水取水量均不与龙羊峡水库补水量形成显著的线性相关关系。机制分析和实践总结显示，黄河地表水取水量不是龙羊峡水库补水量的决定因素，而龙羊峡水库调蓄是黄河地表水稳定供给的重要保障措施。

(3)格兰杰因果关系检验结果代表了统计规律，但不能反映序列间的作用机制，因此在应用中需要结合机理分析、实践总结等，判断检验结果的合理性。

参 考 文 献：

[1] WANG J L, HUANG W B, MA G W, et al. Determining the optimal year-end water level of a multi-year regulating storage reservoir: A case study[J]. Water Supply, 2016, 16(2): 284-294.

[2] 彭少明，王煜，尚文绣，等. 应对干旱的黄河干流梯级水库群协同调度[J]. 水科学进展，2020，31(2)：172-183.

[3] 彭少明，王煜，张永永，等. 多年调节水库旱限水位优化控制研究[J]. 水利学报，2016，47(4)：552-559.

[4] 王浩，王旭，雷晓辉，等. 梯级水库群联合调度关键技术发展历程与展望[J]. 水利学报，2019，50(1)：25-37.

[5] 哈燕萍，白涛，黄强，等. 梯级水库群水沙联合调度的多目标转化研究[J]. 水力发电学报，2017，36(7)：23-33.

[6] CHANG J X, GUO A J, WANG Y M, et al. Reservoir operations to mitigate drought effects with a hedging policy triggered by the drought prevention limiting water level[J]. Water Resources Research, 2019, 55(2): 904-922.

[7] 刘慧，杨泽川，许凤冉，等. 澜沧江-湄公河流域干旱分析及上游水库影响[J]. 中国水利水电科学研究院学报，2020，18(6)：479-485.

[8] 夏致远，钟平安，徐斌，等. 基于专家系统的多年调节水库年消落水位优选[J]. 水力发电学报，2019，38(4)：87-95.

[9] LIU Y, JIANG Z Q, FENG Z K, et al. Optimization of energy storage operation chart of cascade reservoirs with multi-year regulating reservoir[J]. Energies, 2019, 12(20): 3814.

[10] JIANG Z Q, SONG P B, LIAO X. Optimization of year-end water level of multi-year regulating reservoir in cascade hydropower system considering the inflow frequency difference[J]. Energies, 2020, 13(20): 5345.

[11] ADAMS L E, LUND J R, MOYLE P B, et al. Environmental hedging: a theory and method for reconciling reservoir operations for downstream ecology and water supply[J]. Water Resources Research, 2017, 53(9): 7816-7831.

[12] 洪顺发，郭青海，何志超，等. 基于格兰杰因果实证的城市绿地与经济发展互动机制研究[J]. 生态学报，2020，40(15)：5203-5209.

[13] 彭红松，郭丽佳，章锦河，等. 区域经济增长与资源环境压力的关系研究进展[J]. 资源科学，2020，42

(4)：593-606.
[14] 赵军产，黄麒安，吴晓群，等. 基于格兰杰因果网络的中美贸易战对上证行业冲击的研究[J]. 物理学报，2021，70(7)：78901.
[15] 雷玉桃，黎锐锋. 中国工业用水影响因素的长期动态作用机理[J]. 中国人口·资源与环境，2015，25(2)：1-8.
[16] 申建建，陈光泽，魏巍，等. 耦合联动分析理论的多调峰指标水电短期调度模型[J]. 水利学报，2021，52(8)：936-947.
[17] 秦腾，佟金萍，章恒全. 环境约束下中国省际水资源效率空间关联网络构建及演化因素[J]. 中国人口·资源与环境，2020，30(12)：84-94.
[18] 左秀霞. 带高次趋势项的 ADF 单位根检验[J]. 数量经济技术经济研究，2019(1)：152-168.
[19] 叶宗裕. ADF 单位根检验法的替代方法[J]. 数量经济技术经济研究，2017(6)：148-160.
[20] 刘俊，赵宏炎，刘嘉诚，等. 基于协整-格兰杰因果检验和季节分解的中期负荷预测[J]. 电力系统自动化，2019，43(1)：73-80.
[21] 任伟杰，韩敏. 多元时间序列因果关系分析研究综述[J]. 自动化学报，2021，47(1)：64-78.
[22] 范传棋，范丹. 格兰杰因果检验中不同检验方法的功效比较[J]. 统计与决策，2017(491)：9-13.
[23] 王远见，傅旭东，王光谦. 黄河流域降雨时空分布特征[J]. 清华大学学报(自然科学版)，2018，58(11)：972-978.
[24] 田鹏，穆兴民，赵广举，等. 近 549 年来黄河天然径流量时间变化特征研究[J]. 水土保持学报，2020，34(6)：65-69.

Influence factors identification and influence duration analysis for multi-year regulating reservoir operation

BAO Shujun[1], ZHOU Xiangnan[2], SHANG Wenxiu[2], SHANG Yi[3]

(1. *International Cooperation Center of the National Development and Reform Commission, Beijing* 100045, *China*;
2. *Yellow River Engineering Consulting Co., Ltd., Zhengzhou* 450003, *China*;
3. *North China University of Water Resources and Electric Power, Zhengzhou* 450045, *China*)

Abstract: Based on Granger causality test, this paper puts forward an identification method of influence factors and influence duration for multi-year regulating reservoir operation. The rationality of causality is tested through theoretical analysis, practice summary, multiple linear regression and correlation significance test. Taking the Longyangxia Reservoir on the Yellow River as an example, results show that: during 1990—2018, the natural runoff and surface water intake of the Yellow River are the Granger reasons for the water replenishment of the Longyangxia reservoir with 2-year influence duration; influence of natural runoff and surface water intake in the current year on the water replenishment of the Longyangxia reservoir is stronger than that in the previous year; there is a significant linear correlation between natural runoff and water replenishment of the Longyangxia reservoir, but the linear correlation between surface water intake and water replenishment of Longyangxia reservoir is very weak. Combined with the operation mechanism and practical process of the Longyangxia reservoir, the natural runoff is an important factor affecting the operation of the Longyangxia reservoir. The surface water intake has no significant impact on the operation of the Longyangxia reservoir, but its operation can ensure the stable supply of surface water in the Yellow River.

Key Words: multi-year regulating reservoir; Granger causality test; influence duration; operation rules; Longyangxia Reservoir; Yellow River

(责任编辑：祁　伟)