

DOI: 10.13476/j.cnki.nsbtdqk.2020.0024

熊玉琳,赵娜. 海河流域蒸发皿蒸发量变化及其影响[J]. 南水北调与水利科技(中英文), 2020, 18(2): 22-30. XIONG Y L, ZHAO N. Analysis of variation in pan evaporation and its influencing factors in Haihe River basin[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2020, 18(2): 22-30. (in Chinese)

海河流域蒸发皿蒸发量变化及其影响

熊玉琳,赵娜

(华中科技大学 水电与数字化工程学院,武汉 430074)

摘要:利用海河流域17个气象站1960—2012年气象资料,采用面板数据模型,分析海河流域蒸发皿蒸发量与相对湿度、风速、日照时数、平均气温、气温日较差的变化趋势及其回归关系,重点在于对海河流域“蒸发悖论”的影响因素进行分析,同时探究面板数据模型对水热平衡、气候变化的研究可行性,为水资源规划和管理提供科学参考。结果表明:在1960—2012年,海河流域的蒸发皿蒸发量以22.89 mm/(10a)的速率呈现显著减少而气温以0.27 °C/(10a)的速率呈上升趋势,该流域存在蒸发悖论现象;利用面板数据模型对各数据进行单位根检验、Hausman检验和F检验,检验结果表明变系数固定效应模型更适用于海河流域蒸发皿蒸发量与其他气象因素的建模分析;从单因子回归角度来看,日照时数对蒸发皿蒸发量变化的贡献值最大,然后依次是相对湿度、气温日较差、风速、平均气温;从全因子回归分析来看,蒸发皿蒸发量与相对湿度呈负相关关系,与日照时数、平均气温、气温日较差、风速呈正相关关系;从平均气温和气温日较差分别拟合的效果来看,平均气温更适合于该模型拟合;对比平均气温和日照时数的回归结果,全球变暗对蒸发皿蒸发量变化的贡献值大于全球变暖。

关键词:海河流域;蒸发悖论;面板数据模型;蒸发皿蒸发量;气象因子

中图分类号:P426 文献标志码:A 开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Analysis of variation in pan evaporation and its influencing factors in Haihe River basin

XIONG Yulin, ZHAO Na

(School of Hydropower and Digital Engineering, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Abstract: Based on meteorological data of 17 meteorological stations from 1960 to 2012 in Haihe River basin, the panel data model was used to analyze the variation trend and regression relationship between pan evaporation and other climate variables such as relative humidity, wind speed, sunshine hours, average temperature and diurnal temperature range. This paper was focused on analyzing the influencing factors of the "evaporation paradox" in the Haihe River basin, and exploring the feasibility of the panel data model for the study of water and heat balance and climate change. The results showed that: during the period from 1960 to 2012, pan evaporation showed a significant decrease at the rate of 22.89 mm/(10a) and average temperature increased at a rate of 0.27 °C/(10a), respectively. There was a phenomenon of evaporation paradox exist in the basin; based on the Unit Root test, Hausman test and F-test, the results showed that the variable coefficient of the fixed effect model was more suitable for modeling and analysis of pan evaporation and other meteorological factors in the Haihe River basin; from the perspective of single factor regression, the contribution of sunshine hours to the pan evaporation was the largest, followed by relative humidity, diurnal temperature range, wind speed and average temperature. The full factor regression analysis showed that

收稿日期:2019-03-07 修回日期:2019-06-21 网络出版时间:2019-10-18

网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1334.TV.20191018.1420.004.html>

基金项目:国家重点研发计划(2016YFC0401004;2016YFC0401005);中央高校基本科研业务费专项资金(2017KFYXJJ191;2016JCTD115)

作者简介:熊玉琳(1996—),女,江西奉新人,主要从事生态水文方面研究。E-mail: m201873757@hust.edu.cn

通信作者:赵娜(1984—),女,河北邯郸人,副教授,博士,主要从事生态水文方面研究。E-mail: na.zhao.2011@hust.edu.cn

the pan evaporation was negatively correlated with relative humidity, and was positively correlated with sunshine hours, average temperature, diurnal temperature range and wind speed. In terms of fitting effects of the average temperature and diurnal temperature range respectively, the average temperature was more suitable for the model fitting. Comparing the regression results of average temperature and sunshine hours, the global dimming contributed more to the change in pan evaporation than global warming.

Key words: Haihe River basin; evaporation paradox; panel data model; pan evaporation; meteorological factor

蒸发是水文循环的主要环节之一,其演变过程涉及到水量平衡和能量平衡,蒸发量的变化对气候变化及水循环规律研究都具有重要的作用^[1-3]。气候变化是目前全球变化的研究热点之一^[4],全球气温以 $0.13\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 的速率上升^[5]。一般来说,随着气温的升高,蒸发皿蒸发量也应增加,但在全球许多国家(例如中国、美国、新西兰等国家^[5-9])却观测到,蒸发皿蒸发量呈明显的下降趋势,这种蒸发皿蒸发量与气温变化趋势相反的现象称为蒸发悖论。

国内外研究人员对蒸发悖论的形成机理展开热烈的讨论, Limjirakan 等^[10]对 1970—2007 年泰国的气象数据进行研究,发现风速的下降和日照时数的减少是影响蒸发皿蒸发量下降的可能气象因素。Zheng 等^[11]对海河流域 1957—2001 年的蒸发皿蒸发量与温度、风速、太阳辐射、水汽压等气象要素进行研究,认为风速的下降是引起蒸发皿蒸发量下降的主导因素。赵勇等^[12]利用蒸散发归因识别方法,对 2000—2014 年黄土高原泾河流域地区的蒸散发变化进行研究,定量分析了气候因子和下垫面因子对蒸散发变化的贡献,结果表明降水是该流域蒸散发变化的主导因子。

与此同时,也有研究人员认为,蒸发悖论具有时间上和空间上的变异性。例如,蒋冲等^[13]对 1960—2011 年秦岭南北区域 47 个气象站的气温、降水与潜在蒸散发量进行研究,发现仅在汉水流域和巴巫谷地存在“蒸发悖论”现象。丛振涛等^[14]利用全国 353 个气象站 1956—2005 年的蒸发皿蒸发量、气温及降水进行研究,发现“蒸发悖论”具有时间上和空间上的不一致性。虽然蒸发悖论在全国范围内一定尺度上存在,但并不是每一时刻,每一地点都存在。因此,研究蒸发悖论的时空变异性是十分必要的。

蒸发悖论的形成机理暂无明确定论,以往的研究大都偏向于相关性分析、敏感性分析等,缺少考虑时空变异性的定量回归,而本研究引入常用于经济学方面的计量模型——面板数据模型,此模型可用于处理二维数据,同时考虑气象数据在时间上和空间上的变异性。本文首先通过蒸发皿蒸发量与平均

气温、气温日较差、相对湿度、日照时数、风速的趋势变化图验证蒸发悖论,再引入面板数据模型,通过单位根检验、Hausman 检验和 F 检验,来确定适用于海河流域的面板数据模型,对蒸发皿蒸发量与气象数据进行定量回归分析,通过单因子回归分析和全因子回归分析以及平均气温和气温日较差的比较、平均气温和日照时数的比较,探讨了海河流域“蒸发悖论”的影响因素,比较了全球变暗和全球变暖对蒸发皿蒸发量变化的贡献值。研究结果可为流域水热平衡变化及水资源管理研究提供科学参考。

1 研究区概况及数据资料

1.1 研究区概况

海河流域地处东经 $112^{\circ}\sim 120^{\circ}$,北纬 $35^{\circ}\sim 43^{\circ}$,包括了北京、天津,河北省绝大部分,山西省东部,山东、河南省北部,辽宁省及内蒙古自治区的一部分。东临渤海,西倚太行,南界黄河,北接蒙古高原。流域总面积 31.82 万 km^2 ,占全国总面积的 3.3% 。流域属于温带东亚季风气候,各地的年平均气温在 $1.5\sim 14.0\text{ }^{\circ}\text{C}$,年平均相对湿度 $50\%\sim 70\%$ 。流域多年平均陆面蒸发量 470 mm ,水面蒸发量 $1\ 100\text{ mm}$ 。海河流域人口密集,大中城市众多,是我国重要的政治经济中心。

1.2 研究资料

本研究采用的气象资料来源于中国气象科学数据共享服务网,包括海河流域内及周边 17 个监测站点(图 1)1960—2012 年的逐月数据,气象因子包括蒸发皿蒸发量、平均气温、气温日较差、日照时数、相对湿度和风速。

2 研究方法

蒸发皿蒸发量及其他气象要素资料的平均值采用各站点的算术平均,趋势分析采用最小二乘法,回归分析采用面板数据模型。

面板数据也称时间序列截面数据,是同时在时间上和截面空间上取的二维数据。面板数据模型是

指不同截面的个体在不同时间点的重复观测数据^[15]。



图 1 海河流域监测站点

Fig. 1 Location map of meteorological sites in the Haihe River basin

相比于其它只采用截面数据模型和时间序列数据模型的方法而言,面板数据模型同时考虑了不同空间个体和时间序列之间的相互影响,用其建模更容易拟合真实值。通常有随机效应模型、固定效应模型和混合模型 3 种效应影响形式。其一般形式为

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \mu_{it} \quad (i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

式中: N 是个体截面的个数; T 是每个截面的观测时间; α_i 为模型的常数项; x_{it} 为 $k \times i$ 阶回归变量的列项量(包括 k 个回归量); β_i 为对应于解释变量向量 x_{it} 的 $k \times 1$ 维系数向量; k 为解释变量的个数; μ_{it} 为扰动项。模型中的系数因时间和站点不同而变化,因此,可反映模型中被忽略的不同时间及个体因素的影响^[15]。

与传统的基于横截面数据或时间序列数据的多元回归分析相比,面板数据模型最大的优势在于控制异质性。面板数据能反映个体之间存在的异质性,即在时间和空间上的异质效应。另外,面板数据方法还具有降低多重共线性,减少数据偏倚性,渐近分布标准化,反映状态持续性等诸多优点^[16]。

由于影响蒸发皿蒸发量的因素众多,除自然气象要素之外,也存在人为因素^[17-18],故蒸发皿蒸发量与其他气象要素并非线性关系,特引入 $\lg(y_{it})$ 构建模型为

$$\lg(y_{it}) = \alpha_i + \beta_i \lg(x_{it}) + \mu_{it} \quad (2)$$

式中各参数含义与公式(1)相同。

3 结果与讨论

3.1 海河流域蒸发悖论现象

利用最小二乘法对海河流域及周边 17 个站点

的实测气象资料进行分析,该流域的蒸发皿蒸发量和平均气温的时间演变规律见图 2,在 1960—2012 年,蒸发皿蒸发量显著减少,其递减速率为每 10 a 减少 22.89 mm;而平均气温呈显著上升趋势,平均每 10 a 增加 0.27 °C,说明海河流域总体上存在蒸发悖论现象。图 3、4 分别展示了相对湿度、风速、气温日较差和日照时数的时间变化趋势,从图 3、4 可以看出:他们均呈现递减的趋势,且相对湿度的减少速率最大,为 0.47%/(10a);日照时数和气温日较差,两者变化趋势非常接近,减少速率分别为 0.26、0.23 °C/(10a);风速减少速率最小为 0.13(m/s)/(10a)。这说明海河流域在 1960—2012 年,蒸发皿蒸发量的变化趋势与平均气温相反,与相对湿度、风速、日照时数和气温日较差相同。这一结论与鲍振鑫等^[19]的研究结果相似。

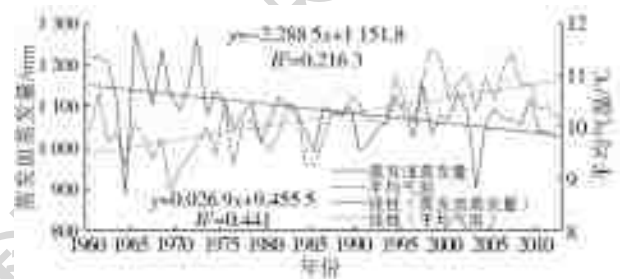


图 2 1960—2012 年海河流域蒸发皿蒸发量和平均气温年际变化

Fig. 2 Annual variation of pan evaporation and average temperature in Haihe River basin during 1960 to 2012

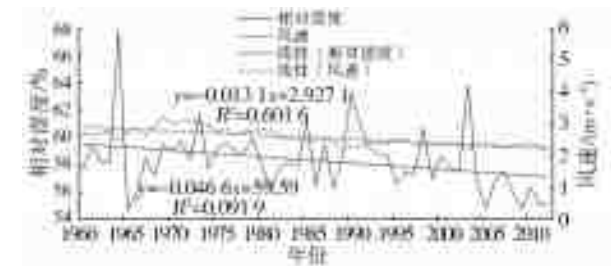


图 3 1960—2012 年海河流域相对湿度和风速年际变化

Fig. 3 Annual variation of relative humidity and wind speed in Haihe River basin during 1960 to 2012

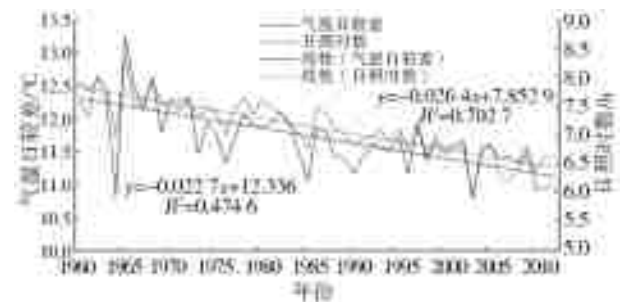


图 4 1960—2012 年海河流域气温日较差和日照时数年际变化

Fig. 4 Annual variation of daily temperature difference and sunshine hours in Haihe River basin during 1960 to 2012

3.2 面板数据模型的设定

3.2.1 面板数据的单位根检验

在对面板数据进行建模前,为避免出现伪回归现象,通常需要对所研究的数据进行平稳性检验,进行平稳性检验的主要方法是单位根检验^[20],若存在单位根,则该检验序列为非平稳序列。

本文分别对 17 个站点的蒸发皿蒸发量(ETpan)、日照时数(SH)、相对湿度(RH)、平均气温(TA)、气温日较差(TG)和风速(WS)的面板数据对数序列进行单位根检验。选择了 LLC 检验(levin, lin & chut)、IPS 检验(im, pesaran and shin w-stat)、ADF-Fisher 检验(ADF-fisher chi-square)和 PP-Fisher 检验(PP-fisher chi-square)4 种检验方法。LLC 检验为同质单位根检验,原假设是各截面有相同的单位根;IPS 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验为异质单位根检验,原假设为各截面有不同的单位根。如果在检验中均拒绝存在单位根的原假设,则该序列是平稳的,反之则不平稳。从表 1 可以看出,无论是同质单位根检验还是异质单位根检验,所得到的结果数据都表明拒绝原假设,即各序列变量不存在单位根,均通过平稳性检验。

表 1 面板数据单位根检验结果
Tab. 1 Panel data unit root test result

变量	检验方法			
	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
Lg(ETpan)	-16.70***	-17.80***	306.87***	304.09***
Lg(SH)	-15.28***	-15.78***	285.66***	355.27***
Lg(RH)	-17.30***	-21.29***	382.20***	393.26***
Lg(TA)	-18.90***	-14.62***	241.89***	235.01***
Lg(TG)	-17.61***	-18.41***	321.68***	325.42***
Lg(WS)	-3.72***	-4.79***	82.56***	82.30***

注:***, **, * 分别说明在 1%, 5%, 10% 的置信水平下显著。

3.2.2 面板数据模型选择

在处理面板数据时,需要通过 Hausman 检验和 F 检验确定模型的效应影响形式。

本文首先采用 Hausman 检验,确定模型应该采用固定效应还是随机效应,Hausman 检验的原假设 H_0 是固定效应模型和随机效应模型估计结果无系统性差异。若接受原假设 H_0 ,则采用随机效应模型,反之,则采用固定效应模型^[21]。检验结果表明: p 值为 0,即拒绝原假设,选择固定效应模型。

然后,采用 F 检验,进一步确定应该建立变系数固定效应模型、变截距固定效应模型还是不变参数固定效应模型。 F 检验的原假设为 $H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N; H_2: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$ 且 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$ 。根据

F 分布的临界值,在给定的 5% 的显著性水平下,得到相应的临界值 $F[(80, 799)]$ 为 1.29, $F[(96, 799)]$ 为 1.27,根据 F 统计量计算公式得 F_1 为 6.52, F_2 为 19.12,由于 F_2 大于 1.29,所以拒绝 H_2 ,又由于 F_1 大于 1.27,拒绝 H_1 ,所以本研究应采用变系数的形式,即模型形式为变系数固定效应模型。

3.3 蒸发皿蒸发量与气象要素的回归关系分析

本研究采用变系数固定效应模型对海河流域 1960—2012 年的蒸发皿蒸发量与各气象要素进行回归,各个模型解释变量的选取见表 2。其中,模型 1 至 5 分别模拟单个气象因素对蒸发皿蒸发量的定量影响;模型 6 考虑全部气象因子对蒸发皿蒸发量的共同影响;模型 7 和 8 分别模拟了平均气温、日照时数、相对湿度、风速和气温日较差、日照时数、相对湿度、风速的对蒸发皿蒸发量的影响,用来对比平均气温和气温日较差这两个气温相关要素对模型的拟合效果;模型 9 和 10 则分别模拟了平均气温、相对湿度、风速和日照时数、相对湿度、风速对蒸发皿蒸发量的影响,以对比全球变暖和全球变暗对蒸发皿蒸发量的影响。

表 2 面板数据模型的变量选取
Tab. 2 Variable selection of panel data model

	被解释变量	解释变量
模型 1	Lg(ETpan)	Lg(SH)
模型 2	Lg(ETpan)	Lg(RH)
模型 3	Lg(ETpan)	Lg(TA)
模型 4	Lg(ETpan)	Lg(TG)
模型 5	Lg(ETpan)	Lg(WS)
模型 6	Lg(ETpan)	Lg(SH)、Lg(RH)、Lg(TA)、Lg(TG)、Lg(WS)
模型 7	Lg(ETpan)	Lg(SH)、Lg(RH)、Lg(TA)、Lg(WS)
模型 8	Lg(ETpan)	Lg(SH)、Lg(RH)、Lg(TG)、Lg(WS)
模型 9	Lg(ETpan)	Lg(TA)、Lg(RH)、Lg(WS)
模型 10	Lg(ETpan)	Lg(SH)、Lg(RH)、Lg(WS)

3.3.1 单因子回归分析

利用面板数据模型对蒸发皿蒸发量与各气象因子分别进行单因子回归分析,回归估算结果见表 3。利用传统回归方法对数据进行分析,结果见表 4。分析比较表 3 和 4 可知,两种处理结果的回归系数一致,但截距不同,且表 3 的 R^2 更接近于 1,表明面板数据模型的拟合效果较好。相较于单站点传统回归分析,面板数据模型在进行数据处理的过程中,所有站点的气象数据同时进行拟合,也同时考虑不同站点之间的相互影响。面板数据模型的回归方程更

表 3 面板数据模型 1 至模型 5 的回归估计结果
Tab. 3 Regression estimation results of panel data model 1 to 5

站点	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4		模型 5	
	$\beta(\text{SH})$	α	$\beta(\text{RH})$	α	$\beta(\text{TA})$	α	$\beta(\text{TG})$	α	$\beta(\text{WS})$	α
化德	0.40*	0.15	-1.23***	1.33	-0.01	0.58	0.46***	0.74	0.22***	-0.08
大同	0.05	1.02	-1.13***	0.97	0.25*	0.20	1.24***	-1.19	0.17	0.17
原平	0.22**	0.61	-0.75***	-0.60	0.12	0.33	0.54***	0.52	0.12	0.17
石家庄	0.31***	0.23	-0.85***	-0.28	0.75***	-1.57	0.51***	0.49	0.01	0.04
太原	0.70***	-0.38	-0.85***	-0.17	0.32*	-0.21	0.44*	0.73	0.21***	0.04
介休	0.25***	0.47	-0.95***	0.21	0.51**	-0.71	1.29***	-1.47	0.46***	-0.17
安阳	0.66***	-0.17	-1.34***	2.04	0.54	-0.82	0.65***	0.37	0.17**	0.11
多伦	0.70***	-0.64	-0.78***	-0.58	-0.04	0.44*	1.07***	-1.07	0.36***	-0.37
赤峰	0.02	0.91	-0.68***	-0.98	0.44***	-0.34	0.49**	0.60	-0.03	0.22
怀来	0.85***	-0.70	-0.76***	-0.53	0.05	0.54	0.61**	0.45	0.14	0.18
承德	0.17	0.44	-0.46*	-1.98	0.28	-0.25	0.50***	0.39	-0.03	0.02
北京	0.47***	0.05	-0.82***	-0.32	0.38*	-0.40	0.59***	0.45	0.13	0.09
天津	0.59***	-0.27	-0.73***	-0.76	0.13	0.10	0.66***	0.23	0.31***	-0.19
乐亭	0.42**	0.05	-0.87***	-0.10	-0.11	0.69	0.59***	0.37	0.22***	-0.14
惠民	0.82***	-0.59	-1.43***	2.36	0.30	-0.19	0.83***	-0.11	0.30**	-0.09
济南	1.21***	-1.13	-1.04***	0.77	0.11	0.45	1.45***	-1.15	0.27*	0.12
郑州	0.62***	-0.08	-0.49**	-1.53	-0.24	1.23	0.94***	-0.31	0.38***	-0.10
R^2	0.65		0.62		0.53		0.61		0.56	
S^2	6.88		7.58		9.35		7.71		8.59	

注:***、**、*分别说明在1%、5%、10%的置信水平下显著。

表 4 传统回归模型 1 至模型 5 的估计结果
Tab. 4 Estimation results of traditional regression model 1 to 5

站点	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4		模型 5	
	$\beta(\text{SH})$	α	$\beta(\text{RH})$	α	$\beta(\text{TA})$	α	$\beta(\text{TG})$	α	$\beta(\text{WS})$	α
化德	0.40	6.17	-1.23	11.95	-0.01	7.02	0.46	5.87	0.22	6.71
大同	0.05	7.04	-1.13	11.58	0.25	6.65	1.24	3.94	0.17	6.96
原平	0.22	6.62	-0.75	10.01	0.12	6.77	0.54	5.65	0.12	6.95
石家庄	0.31	6.25	-0.85	10.34	0.75	4.88	0.51	5.63	0.01	6.83
太原	0.70	5.64	-0.85	10.45	0.32	6.24	0.44	5.86	0.21	6.83
介休	0.25	6.49	-0.95	10.82	0.51	5.73	1.29	3.66	0.46	6.61
安阳	0.66	5.85	-1.34	12.66	0.54	5.62	0.65	5.50	0.17	6.89
多伦	0.70	5.38	-0.78	10.04	-0.04	6.89	1.07	4.06	0.36	6.42
赤峰	0.02	6.93	-0.68	9.63	0.44	6.10	0.49	5.73	-0.03	7.01
怀来	0.85	5.31	-0.76	10.09	0.05	6.99	0.61	5.58	0.14	6.96
承德	0.17	6.45	-0.46	8.64	0.28	6.19	0.50	5.52	-0.03	6.80
北京	0.47	6.06	-0.82	10.30	0.38	6.04	0.59	5.58	0.13	6.87
天津	0.59	5.75	-0.73	9.86	0.13	6.55	0.66	5.37	0.31	6.59
乐亭	0.42	6.06	-0.87	10.52	-0.11	7.14	0.59	5.50	0.22	6.64
惠民	0.82	5.43	-1.43	12.98	0.30	6.25	0.83	5.02	0.30	6.69
济南	1.21	4.89	-1.04	11.39	0.11	6.89	1.45	3.99	0.27	6.91
郑州	0.62	5.94	-0.49	9.09	-0.24	7.68	0.94	4.82	0.38	6.69
R^2	0.23		0.25		0.05		0.21		0.13	

为精确,也更接近实际,明显优于传统回归方法,所以文中多元回归采用面板数据模型进行拟合分析。

表3中,日照时数和气温日较差的回归系数在17个站点全为正;相对湿度的回归系数在17个站点全为负;平均气温的回归系数在13个站点为正,在4个站点为负;风速的回归系数在15个站点为正,2个站点为负,表明蒸发皿蒸发量与日照时数和气温日较差呈正相关,与相对湿度呈负相关,而对平均气温和风速来说,以正相关为主;模型1的 R^2 最大,为0.65,然后依次是模型2(0.62)、模型4(0.61)、模型5(0.56)、模型3(0.53); S^2 为模型拟合的残差平方和,其值越小,回归方程拟合越好。模型1(6.88)的残差平方和最小,模型3(9.35)最大,表明从单因子回归的角度来看,日照时数对蒸发皿蒸发量变化的贡献值最大,然后依次是相对湿度、气温日较差、风速、平均气温。

3.3.2 全因子回归分析

事实上,蒸发皿蒸发量的变化并不由单个气象要素决定,而是多个气象要素共同作用导致,因此进行全因子回归更能反映真实情况。回归估计结果见表5,相对湿度的回归系数在17个站点均为负值,且有14个站点通过显著性检验,说明相对湿度与蒸发皿蒸发量呈负相关关系;日照时数的回归系数在12个站点为正值,且主要分布在海河流域的中南部,其中有8个具有显著性,说明在流域的中南部日照时数和蒸发皿蒸发量呈正相关关系;平均气温的回归系数在14个站点为正,其中10个具有显著性,在3个站点为负,说明平均气温与蒸发皿蒸发量大体呈正相关关系;气温日较差的回归系数在15个站点为正值,其中9个具有显著性,在2个站点为负值,说明气温日较差与蒸发皿蒸发量大体呈正相关关系;风速在16个站点为正,其中有9个具有显著性,在1个站点为负,说明风速与蒸发皿蒸发量大体呈正相关关系。另外,表4中的 R^2 为0.84,大于表3中的每个模型的 R^2 值,表明蒸发皿蒸发量的变化是由各个气象因子共同作用而导致。从全因子回归的角度来看,蒸发皿蒸发量与相对湿度呈负相关关系,与日照时数、平均气温、气温日较差、风速大体呈正相关关系,这一结论与鲍振鑫等^[19]和Zheng等^[11]的研究结果一致。

3.3.3 平均气温与气温日较差的比较

进行不同的多因子组合回归,可分析不同因子对蒸发皿蒸发量变化的敏感性。由于平均气温和气温日较差均由最高气温与最低气温计算得到,可分别选取其一进行建模,结果见表6、7,模型7和8模拟

表5 面板数据模型6的回归估计结果

Tab.5 Regression estimation results of panel data model 6

站点	模型6					α
	$\beta(\text{SH})$	$\beta(\text{RH})$	$\beta(\text{TA})$	$\beta(\text{TG})$	$\beta(\text{WS})$	
化德	-0.20	-0.96***	0.06*	0.34***	0.21***	3.00
大同	-0.09	-0.76***	0.16	0.57*	0.08	1.35
原平	0.15	-0.78***	0.31*	0.48	0.10	0.80
石家庄	0.36***	-0.21	1.58***	0.63***	0.00	-5.72
太原	0.43**	-0.51***	0.36**	0.02	0.17***	0.14
介休	0.34***	-0.59**	0.31	0.02	0.39***	0.54
安阳	0.59***	-0.50**	0.43	0.04	0.03	-0.28
多伦	0.11	-0.62**	-0.01	0.77***	0.33***	-0.35
赤峰	-0.23	-0.55***	0.38***	0.45**	0.04	0.54
怀来	0.89***	-0.39*	0.40**	-0.10	0.21**	-1.22
承德	0.11	-0.68***	-0.08	0.77***	-0.12***	0.46
北京	-0.70***	-1.23***	0.24	1.71***	0.12	1.46
天津	0.43***	-0.28	0.81***	0.34**	0.28***	-2.98
乐亭	-0.31	-1.79***	1.26***	0.25	0.67***	3.59
惠民	0.01	-1.01***	0.76***	0.63***	0.33***	0.31
济南	1.21***	-0.13	0.73***	0.09	0.21**	-4.08
郑州	0.64***	-0.81***	-0.11	-0.05	0.11	2.51
R^2	0.84					

注:***、**、*分别说明在1%、5%、10%的置信水平下显著。

表6 面板数据模型7的回归估计结果

Tab.6 Regression estimation results of panel data model 7

站点	模型7					α
	$\beta(\text{SH})$	$\beta(\text{RH})$	$\beta(\text{TA})$	$\beta(\text{WS})$		
化德	-0.21	-1.08***	0.03	0.19***		3.42
大同	0.01	-1.00***	0.14	0.12		2.62
原平	0.38***	-0.84***	0.37**	0.17		0.63
石家庄	0.65***	-0.17	1.58***	0.08		-5.96
太原	0.44**	-0.51***	0.36**	0.17***		-0.81
介休	0.34***	-0.60***	0.31	0.40***		-0.35
安阳	0.60***	-0.53**	0.40	0.04		-0.97
多伦	0.27	-0.95***	-0.03	0.28***		1.78
赤峰	-0.09	-0.65***	0.36***	-0.03		0.94
怀来	0.83***	-0.38	0.40**	0.19**		-2.32
承德	-0.18	-0.66**	0.10	-0.05		1.52
北京	0.59***	-0.92***	0.20	0.23**		0.77
天津	0.46***	-0.33*	0.94***	0.29***		-3.39
乐亭	-0.17	-1.88***	1.22***	0.72***		3.34
惠民	0.26	-1.27***	0.47**	0.41***		2.12
济南	1.23***	-0.16	0.74***	0.23**		-4.80
郑州	0.61***	-0.81***	-0.11	0.11		1.45
R^2	0.81					
S^2	3.71					

注:***、**、*分别说明在1%、5%、10%的置信水平下显著。

效果相近, R^2 都为 0.81, 但模型 9 中残差平方和 S^2 (3.71) 略小于模型 10(3.75), 因此使用平均气温的模拟效果比气温日较差的模拟效果略好。

表 7 面板数据模型 8 的回归估计结果

Tab. 7 Regression estimation results of panel data model 8

站点	模型 8				
	β (SH)	β (RH)	β (TG)	β (WS)	α
化德	-0.21	-1.08***	0.27**	0.15***	1.80
大同	-0.09	-0.91***	0.51	0.01	0.47
原平	0.06	-0.90***	0.61*	-0.01	-0.16
石家庄	0.02	-0.92***	0.63***	-0.06	-0.04
太原	0.34	-0.76***	-0.01	0.14**	0.20
介休	0.27***	-0.68***	0.11	0.40***	-0.47
安阳	0.58***	-0.72***	-0.05	0.05	-0.02
多伦	0.14	-0.57***	0.79***	0.33***	-2.67
赤峰	-0.40*	-0.79***	0.42**	-0.08	0.73
怀来	0.65**	-0.59***	-0.08	0.11	-1.00
承德	0.10	-0.65**	0.75***	-0.11***	-1.82
北京	-0.74***	-1.35***	1.70***	0.08	0.67
天津	0.39***	-0.43**	0.48***	0.17***	-2.46
乐亭	-0.24	-1.97***	0.12	0.38***	5.80
惠民	0.08	-1.29***	0.35*	0.25**	2.03
济南	1.15***	-0.33*	0.11	0.18*	-3.21
郑州	0.64***	-0.77***	-0.05	0.11	0.01
R^2	0.81				
S^2	3.75				

注: ***、**、* 分别说明在 1%、5%、10% 的置信水平下显著。

3.3.4 全球变暖与全球变暗对蒸发皿蒸发量变化的贡献

平均气温的升高标志着全球变暖, 而日照时数常被用作太阳辐射的替代指标, 即代表全球变暗(太阳辐射自 20 世纪 60 年代以来在全球大部分地区出现不同程度的下降)^[22-23]。为了更具体地研究全球变暖与全球变暗对蒸发皿蒸发量的影响, 建立多因子回归模型估计结果, 如表 8、9 所示, 平均气温在 11 个站点为正, 在 6 个站点为负, 表明平均气温与蒸发皿蒸发量大体呈正相关; 日照时数在 13 个站点为正, 在 4 个站点为负, 表明日照时数与蒸发皿蒸发量大体呈正相关; 且模型 10 的 R^2 (0.78) 比模型 9 的 R^2 (0.71) 小, 表明从多因子回归来看, 日照时数对蒸发皿蒸发量变化的贡献值大于平均气温, 即在该流域全球变暗对蒸发皿蒸发量变化的贡献值大于全球变暖。另外, 有研究表明, 全球变暗过程使同期全球平均气温的增加量减少了 60%~70%, 对温室气体的增暖效应有较大的抑制作用^[24-25]。说明日照

表 8 面板数据模型 9 的回归估计结果

Tab. 8 Regression estimation results of panel data model 9

站点	模型 9			
	β (WS)	β (RH)	β (TA)	α
化德	0.17**	-1.06***	0.03	0.83
大同	0.12	-1.00***	0.14	0.53
原平	0.33***	-0.79***	0.25	-0.77
石家庄	0.15*	-0.75***	0.42	-1.45
太原	0.24***	-0.70***	0.24	-1.09
介休	0.42***	-0.75***	-0.11	-0.22
安阳	0.22***	-1.50***	-0.15	3.36
多伦	0.34***	-1.09***	-0.05	0.75
赤峰	-0.03	-0.62***	0.38***	-1.54
怀来	0.21*	-0.76***	0.16	-0.67
承德	-0.04	-0.48*	0.07	-1.61
北京	0.29**	-1.04***	-0.11	1.02
天津	0.39***	-0.35	0.85***	-4.39
乐亭	0.70***	-1.81***	1.22***	0.63
惠民	0.46***	-1.43***	0.45*	1.19
济南	0.22*	-1.08***	-0.30	1.95
郑州	0.36***	-0.84***	-0.53	1.43
R^2	0.71			

注: ***、**、* 分别说明在 1%、5%、10% 的置信水平下显著。

表 9 面板数据模型 10 的回归估计结果

Tab. 9 Regression estimation results of panel data model 10

站点	模型 10			
	β (WS)	β (RH)	β (SH)	α
化德	0.17***	-1.12***	-0.21	1.76
大同	0.05	-1.11***	0.00	1.50
原平	0.05	-1.00***	0.34***	0.37
石家庄	0.01	-0.88***	0.31***	-0.14
太原	0.14**	-0.76***	0.33*	-0.65
介休	0.42***	-0.74***	0.29***	-0.83
安阳	0.04	-0.71***	0.57***	-1.04
多伦	0.29**	-0.82***	0.38**	-0.92
赤峰	-0.15*	-0.88***	-0.26	1.09
怀来	0.10	-0.58**	0.60**	-1.96
承德	-0.06	-0.69***	-0.17	-0.03
北京	0.19**	-1.03***	0.55***	-0.08
天津	0.16**	-0.54***	0.43***	-1.86
乐亭	0.40***	-2.01***	-0.17	5.24
惠民	0.32***	-1.39***	0.22	2.09
济南	0.20**	-0.36*	1.16***	-3.75
郑州	0.11	-0.77***	0.62***	-0.93
R^2	0.78			

注: ***、**、* 分别说明在 1%、5%、10% 的置信水平下显著。

时数不仅本身对蒸发皿蒸发量的变化存在直接影响,且可能通过影响平均气温的变化间接地影响蒸发皿蒸发量的变化。

4 结 论

本文以海河流域为研究对象,分析了1960—2012年海河流域蒸发皿蒸发量与相对湿度、平均气温、气温日较差、风速和日照时数的演变规律,引入计量经济学软件面板数据模型,研究了蒸发皿蒸发量与各气象要素之间的回归关系,深刻揭示了这5种气象因子在海河流域蒸发皿蒸发量变化中的影响作用,主要结论如下。

(1)海河流域在1960—2012年,蒸发皿蒸发量以22.89 mm/(10a)的速率显著减少而气温以0.27 °C/(10a)的速率呈上升趋势,该流域存在蒸发悖论现象。

(2)利用面板数据模型对各数据进行单位根检验,结果表明不存在单位根,可建立回归模型;通过Hausman检验和F检验,选择变系数固定效应模型对气象数据进行建模。模型回归结果较好,表明面板数据模型可适用于研究气候变化。

(3)从单因子回归角度来看,日照时数对蒸发皿蒸发量变化的贡献值最大,然后依次是相对湿度、气温日较差、风速、平均气温;从全因子回归分析来看,蒸发皿蒸发量与相对湿度呈负相关关系,与日照时数、平均气温、气温日较差、风速呈正相关关系;从平均气温和气温日较差分别拟合的效果来看,平均气温更适合于该模型拟合;对比平均气温和日照时数的回归结果,全球变暗对蒸发皿蒸发量变化的贡献值大于全球变暖。

参考文献(References):

[1] 赵娜,王治国,张复明,等. 海河流域潜在蒸散发估算方法及其时空变化特征[J]. 南水北调与水利科技, 2017, 15(93): 11-16. (ZHAO N, WANG Z G, ZHANG F M, et al. Model evaluation and spatial-temporal variations of potential evapotranspiration in Haihe catchment [J]. South to North Water Transfers and Water Science & Technology, 2017, 15(93): 11-16. (in Chinese)) DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkq.2017.06.002.

[2] 祁添垚,张强,王月,等. 1960—2005年中国蒸发皿蒸发量变化趋势及其影响因素分析[J]. 地理科学, 2015, 35(12): 1599-1606. (QI T Y, ZHANG Q, WANG Y, et al. Spatiotemporal patterns of pan evaporation in 1960-2005 in China: Changing properties and possible causes [J]. Science Geographical Sini-ca, 2015, 35(12): 1599-

1606. (in Chinese)) DOI: 10.13249/j.cnki.sgs.2015.12.014.

[3] 严登明,翁白莎,王俊锋,等. 皖北地区“蒸发悖论”探讨[J]. 人民黄河, 2017, 39(4): 21-24. (YAN D M, WENG B S, WANG J F, et al. “Evaporation Paradox” in North Anhui Province [J]. Yellow River, 2017, 39(4): 21-24. (in Chinese)) DOI: 10.3969/j.issn.1000-1379.2017.04.005.

[4] 张志强,孙成权. 全球变化研究十年新进展[J]. 科学通报, 1999, 44(5): 464-477. (ZHANG Z Q, SUN C Q. Progress of the global change research decade [J]. Chinese Science Bulletin, 1999, 44(5): 464-477. (in Chinese)) DOI: 10.3321/j.issn:0023-074X.1999.05.003.

[5] 任国玉,郭军. 中国水面蒸发量的变化[J]. 自然资源学报, 2006, 21(1): 31-44. (REN G Y, GUO J. Change in pan evaporation and the influential factors over China [J]. Journal of Natural Resources, 2006, 21(1): 31-44. (in Chinese)) DOI: 10.11849/zrzyxb.2006.01.005.

[6] CONG Z T, YANG D W, NI G H. Does evaporation paradox exist in China? [J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2009, 13(100): 357-366. DOI: 10.5194/hessd-5-2111-2008.

[7] LAW RIMORE J H, PETERSON T C. Pan evaporation trends in dry and humid regions of the United States [J]. Journal of Hydrometeorology, 2000, 1(6): 543-546. DOI: 10.1175/1525-7541(2000)001<0543:petida>2.0.co;2.

[8] RODERICK M L, FARQUHAR G D. Changes in New Zealand pan evaporation since the 1970s [J]. International Journal of Climatology, 2005, 25(15): 2031-2039. DOI: 10.1002/joc.1262.

[9] 郭军,任国玉. 黄淮海流域蒸发量的变化及其原因分析[J]. 水科学进展, 2005, 16(5): 666-672. (GUO J, REN G Y. Recent change of pan evaporation and possible climate factors over the HuangHuaiHai watershed, China [J]. Advance in Water Science, 2005, 16(5): 666-672. (in Chinese)) DOI: 10.14042/j.cnki.32.1309.2005.05.009.

[10] LIMJIRAKAN S, LIMSAKUL A. Trends in Thailand pan evaporation from 1970 to 2007 [J]. Atmospheric Research, 2012, 108: 122-127. DOI: 10.1016/j.atmosres.2012.01.010.

[11] ZHENG H X, LIU X M, LIU C M. Assessing contributions to pan evaporation trends in Haihe River basin [J]. Journal of Geophysical Research, 2009(24): 1-12. DOI: 10.1029/2009jd012203.

[12] 赵勇,何国华,李海红,等. 基于 Choudhury-Yang 公式的泾河流域蒸散发归因分析[J]. 南水北调与水利科技, 2019, 17(1): 8-14. (ZHAO Y, HE G H, LI H

- H, et al. Attribution analysis based on Choudhury-Yang equation for evapotranspiration change in the Jinghe River basin[J]. *South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology*, 2019, 17(1): 8-14. (in Chinese) DOI: 10. 13476/j. cnki. nsbdqk. 2019. 0002.
- [13] 蒋冲, 王飞, 刘思洁, 等. “蒸发悖论”在秦岭南北地区的探讨[J]. *生态学报*, 2013, 33(3): 844-855. (JIANG C, WANG F, LIU S J, et al. Evaporation paradox in the northern and southern regions of the Qinling Mountains[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2013, 33(3): 844-855. (in Chinese) DOI: 10. 5846/stxb201207271069.
- [14] 丛振涛, 倪广恒, 杨大文, 等. “蒸发悖论”在中国的规律分析[J]. *水科学进展*, 2008, 19(2): 147-152. (CONG Z T, NI G H, YANG D W, et al. Evaporation paradox in China [J]. *Advance in Water Science*, 2008, 19(2): 147-152. (in Chinese) DOI: 10. 14042/j. cnki. 32. 1309. 2008. 02. 001.
- [15] 冯颖, 姚顺波, 郭亚军. 基于面板数据的有效灌溉对中国粮食单产的影响[J]. *资源科学*, 2012, 34(9): 1734-1740. (FENG Y, YAO S B, GUO Y J. Unit area crop yield response to effective irrigation in China based on a panel data model[J]. *Resources Science*, 2012, 34(9): 1734-1740. (in Chinese) DOI: 1007-7588(2012)34:9<1734:JYMBSJ>2. 0. TX;2-A.
- [16] 白仲林. 面板数据模型的设定、统计检验和新进展[J]. *统计与信息论坛*, 2010, 25(10): 3-12. (BAI ZL. The specification of model, statistical tests and new progresses of panel data analysis[J]. *Statistics & Information Forum*, 2010, 25(10): 3-12. (in Chinese) DOI: 10. 3969/j. issn. 1007-3116. 2010. 10. 001.
- [17] ZHAO L L, XIA J, Sobkowiak L, et al. Climatic characteristics of reference evapotranspiration in the Haihe River basin and their attribution[J]. *Water*, 2014, 6(6): 1482-1499. DOI: 10. 3390/w6061482.
- [18] 夏军, 马协一, 邹磊, 等. 气候变化和人类活动对汉江上游径流变化影响的定量研究[J]. *南水北调与水利科技*, 2017, 15(1): 1-6. (XIA J, MA X Y, ZOU L, et al. Quantitative analysis of the effects of climate change and human activities on runoff in the Upper Hanjiang River basin [J]. *South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology*, 2017, 15(1): 1-6. (in Chinese) DOI: 10. 13476/j. cnki. nsbdqk. 2017. 01. 001.
- [19] 鲍振鑫, 严小林, 王国庆, 等. 气象因子在海河流域蒸发悖论中的作用机理[J]. *水资源与水工程学报*, 2014, 25(3): 1-7. (BAO Z X, YAN X L, WANG G Q, et al. Mechanism of effect of meteorological factors in paradox theory of pan evaporation of Haihe River basin[J]. *Journal of Water Engineering*, 2014, 25(3): 1-7. (in Chinese) DOI: 10. 11705/j. issn. 1672-643X. 2014. 03. 01.
- [20] 卓全娇. 基于地区旅游资源丰度的旅游经济效应研究—以中国省际面板数据为例[D]. 南昌: 江西财经大学, 2018. (ZHUO Q J. Study on the economic effects of tourism based on the abundance of regional tourism resources—a case study of China's provincial panel data [D]. Nan Chang: Jiangxi University of Finance and Economics, 2018. (in Chinese))
- [21] 吴莹. 环境规制对产业结构调整的影响研究—基于我国省际面板数据[D]. 上海: 华东政法大学, 2018. (WU Y. Research on the influence of environmental regulation on industrial structure adjustment—based on the panel data of provinces in China [D]. Shanghai: East China University of Political Science and Law, 2018. (in Chinese))
- [22] WILD M, GILGEN H, ROESCH A. From dimming to brightening: decadal changes in solar radiation at Earth's surface[J]. *Science*, 2005, 308(5723): 847-850. DOI: 10. 1126/science. 1103215.
- [23] 杨溯, 石广玉, 王标, 等. 全球“变暗”和“变亮”时期中国地面温度变化研究[J]. *高原气象*, 2013, 32(4): 993-999. (YANG S, SHI G Y, WANG B, et al. Characteristics of surface temperature in China during global "dimming" and "brightening" periods[J]. *Plateau Meteorology*, 2013, 32(4): 993-999. (in Chinese) DOI: 10. 7522/j. issn. 1000-0534. 2012. 00095.
- [24] WILD M, TRUESSEL B, OHMURA A, et al. Global dimming and brightening: An update beyond 2000 [J]. *J Geophys Res*, 2009, 114(10): 1-31. DOI: 10. 1029/2008jd011382.
- [25] WILD M, OHMURA A, MAKOWSKI K. Impact of global dimming and brightening on global warming [J]. *Geophys Res Lett*, 2007, 34: 1-4. DOI: 10. 1029/2006gl028031.