

· 区域农业水管理 ·

文章编号: 1672-3317(2021)02-0118-07

淮北平原冬小麦作物系数的变化规律研究

花佳程¹, 朱永华^{1,2*}, 王振龙³, 吕海深^{1,2}

(1.河海大学 水文水资源学院, 南京 210098; 2.河海大学 水文水资源与水利工程科学国家重点实验室, 南京 210098; 3.安徽省(水利部淮委)水利科学研究院, 安徽 蚌埠 233000)

摘要: 【目的】研究淮北平原冬小麦作物系数的时空变化规律。【方法】采用水量平衡法、涡度相关法和 Bouchet 互补关系理论, 结合 Penman-Montieth 方程, 计算得到 1991—2018 年淮北平原冬小麦的作物系数; 采用线性拟合法、Mann-Kendall 趋势检验法和突变检验法滑动 t 检验法, 结合 ArcGIS, 研究了作物系数在淮北平原的时空变化规律, 并对影响因素进行分析。【结果】①淮北平原冬小麦全生育期的实际蒸散量的多年平均值为 429.3 mm, 参考作物蒸散量为 541.3 mm, 作物系数为 0.79; ②作物系数在不同生育阶段的变化为先减小后增大再减小; ③作物系数在淮北平原全生育期由西北角向周围逐渐增大, 高值中心呈现北移趋势; ④作物系数与气候因子紧密相关, 其中气温的影响最为显著, 相对湿度和降水次之, 风速最不显著。【结论】作物系数存在显著上升趋势, 与气候因子关系紧密, 需要关注作物需水量的变化。

关键词: 作物系数; 实际蒸散量; 参考作物蒸散量; 淮北平原; 冬小麦

中图分类号: S274

文献标志码: A

doi: 10.13522/j.cnki.ggps.2020482

OSID:



花佳程, 朱永华, 王振龙, 等. 淮北平原冬小麦作物系数的变化规律研究[J]. 灌溉排水学报, 2021, 40(2): 118-124.

HUA Jiacheng, ZHU Yonghua, WANG Zhenlong, et al. Spatiotemporal Variation of Crop Coefficient of Winter Wheat in Huaibei Plain[J]. Journal of Irrigation and Drainage, 2021, 40(2): 118-124.

0 引言

【研究意义】作物系数是实际蒸散量与同期的参考作物蒸散量的比值, 利用作物系数-参考作物蒸散量确定实际蒸散量的方法, 由于在价格、测定范围和实用性上存在显著优势, 目前应用非常广泛。FAO 推荐过部分作物的作物系数, 但在淮北平原的适用性有待验证^[1]。同时, 对于作物系数的时空变化规律少有研究, 具备研究价值。作物系数受多种因素影响, 其本身的变化规律较难研究, 但为了简便计算、充分掌握作物蒸散发的特点, 对其变化规律进行研究具有重要意义。

【研究进展】陈玉民^[2]发现了作物系数在年际间全生育期的稳定性和各生育期的不稳定性, 同时提出作物系数大于 1 是存在可能的, 因为参考作物本身的特性与实际作物是存在差异的。梁文清等^[3]、何

振嘉等^[4]、曹振凯等^[5]、李迎等^[6]、戴佳信等^[7]、胡永翔等^[8]研究了不同作物的作物系数在生育期内的变化情况, 分析了作物系数的相关特性, 为作物系数的研究奠定基础。在计算方法上, 多数研究中都选取的是 FAO 推荐的作物系数进行计算, 但由于时空尺度上作物用水存在差异, 加上作物生长、气象要素等的不同, 即便经过校正, 计算误差依然很大^[9]。同时, FAO 推荐作物系数时涉及的作物种类有限, 如油茶等就没有可供参考的作物系数, 王小军等^[10]经过实测才获取了油茶的作物系数。也有不少学者利用相关关系构建模型计算作物系数^[11], 但是这种方法至今没有得到非常有力的验证。时间尺度上, 由于气象数据和蒸散数据的限制, 大多数试验都是建立在生育阶段和整个生育期的尺度上研究作物系数的变化规律, 也有少数学者如王振龙等^[12]研究了作物系数的逐日变化规律。曹永强等^[13]发现河北省 3 种作物的作物系数全生育期年际变化呈下降趋势; 李波等^[14]研究发现近 70 年东北地区春玉米全生育期作物系数年际变化呈显著下降趋势。空间尺度上, 关于作物系数的变化规律研究近年来逐渐增多, 多集中在省域尺度。如曹永强等^[13]、李波等^[14]、王树鹏等^[15]均在大型空间尺度对作物系数的分布特征进行研究。【切入点】目前, 在作物系数

收稿日期: 2020-07-28

基金项目: 国家重点研发计划项目(2016YFC0402703); 国家自然科学基金重点项目(41830752); 国家自然科学基金面上项目(42071033, 41961134003)

作者简介: 花佳程(1998-), 女, 硕士研究生, 主要从事水文水资源研究。E-mail: huajiacheng_hhu@163.com

通信作者: 朱永华(1970-), 女, 教授, 博士, 主要从事生态水文与环境保护等研究。E-mail: zhuyonghua@hhu.edu.cn

的相关研究中还有很多问题，如计算时存在较大误差、需要更长的时间序列研究年际变化趋势等，同时，空间分布特征也需要更深入的研究。

【拟解决的关键问题】综上所述，本文选取淮北平原的 5 个气象站点，基于蒸渗仪和通量塔的实测数据以及气象数据，对 1991—2018 年淮北平原冬小麦的逐日作物系数进行计算。在此基础上，分析冬小麦作物系数在不同生育阶段和年际上的时间变化规律以及空间上的分布特征，以期为流域尺度上淮北平原冬小麦灌溉需水量的确定提供参考和支撑。

1 材料与方法

1.1 数据来源

本文中使用的实测数据来自安徽省五道沟水文水资源实验站(33°09'N, 117°21'E)，包括 1991—2012 年的蒸渗仪实测数据和 2012—2018 年的通量塔实测数据。其中，蒸渗仪实测数据包括降水量、径流量、潜水蒸发量、土壤含水率变化量和深层渗漏量，其中土壤含水率为 5 d 测 1 次，在降水或灌溉后有补测，其余变量均是逐日实测数值。小麦季多年平均降水量为 308.9 mm，灌溉分为 2 次，分别是播种—出苗期和抽穗—灌浆期，灌溉定额为 45~90 mm。冬小麦生育期一般为 10 月—次年 5 月。

本文使用的气象数据来自中国气象科学数据共享服务网 (<http://cdc.cma.gov.cn/home.do>)，选取 1991—2018 年淮北平原蚌埠、亳州、宿州、砀山和阜阳共 5 个基本地面气象观测站，数据包括平均气压、平均气温、日最高气温、日最低气温、平均相对湿度、20:00—次日 20:00 降水量、平均风速和日照时间。

1.2 研究方法

1) K_c 的计算方法

本文利用实际蒸散量和参考作物蒸散量的比值计算作物系数，计算式为：

$$K_c = \frac{ET_a}{ET_0} \quad (1)$$

式中： K_c 为作物系数（无量纲）； ET_a 为作物实际蒸散量（mm）； ET_0 为参考作物蒸散量（mm）。

计算 ET_a 时，蚌埠站采用蒸渗仪实测数据结合水量平衡法确定 1991—2012 年的 ET_a ，采用通量塔实测数据结合涡度相关法确定 2012—2018 年的 ET_a ；其余 4 站采用 Bouchet 互补关系理论结合修正系数和气象数据确定 1991—2018 年的 ET_a ，其中 Bouchet 互补关系理论公式^[16]为：

$$ET_a + ET_p = \eta ET_w \quad (2)$$

$$ET_p = \frac{\Delta}{\Delta + \gamma} Q_n + \frac{\gamma}{\Delta + \gamma} E_a \quad (3)$$

$$ET_w = \alpha \frac{\Delta}{\Delta + \gamma} Q_n \quad (4)$$

式中： ET_p 为潜在蒸散量（mm）； ET_w 为湿环境蒸散量（mm）； Δ 为饱和水汽压曲线斜率（kPa/°C）； γ 为湿度计算常数（kPa/°C）； Q_n 为地表净能量（MJ/m²）； E_a 为空气干燥函数（mm/d）； α 为平衡蒸发系数（无量纲），本文中取 Priestley-Taylor 公式的系数 1.26。

根据徐敏等^[16]在淮北平原对 Bouchet 互补关系理论进行的可行性分析，发现该理论适用淮北平原。利用 1991—2012 年蒸渗仪实测数据求得的 ET_a 对参数 η 进行修正，使用平均误差、平均绝对误差和相关系数对 2 种方法计算得到的数值进行误差分析，从而修正参数。综合分析最终选取 η 为 1.77，此时的平均误差为 -0.08 mm，平均绝对误差为 9.78 mm，相关系数为 0.98。

Penman-Montieth 方程同时考虑了作物的生长特性和空气动力学特性，物理基础较为完备且精度可靠，是计算 ET_0 的首选方法。因此，本次研究中利用 Penman-Montieth 方程计算 ET_0 ^[17]。

2) K_c 的时空变化规律。

利用线性拟合法和 Mann-Kendall 趋势检验法对趋势性进行分析 K_c 的时间变化规律，利用 Mann-Kendall 突变检验法和滑动 t 检验法对 K_c 的突变性进行分析。利用反距离权重插值法，结合 ArcGIS 分析 K_c 的空间分布特征；利用相关分析和偏相关分析法对 K_c 的影响因子进行研究^[18]。

2 结果与分析

2.1 K_c 的计算

冬小麦全生育期淮北平原 ET_a 的多年平均值为 429.3 mm， ET_0 为 541.3 mm， K_c 为 0.79。各站点不同生育阶段的 K_c 如表 1 所示。

表 1 各站点不同生育阶段作物系数

生育阶段	宿州	阜阳	砀山	亳州	蚌埠	面平均值
播种—出苗期	0.72	0.73	0.73	0.67	0.71	0.71
出苗—返青期	0.69	0.71	0.68	0.64	0.71	0.68
返青—拔节期	0.83	0.82	0.78	0.76	0.84	0.81
拔节—抽穗期	0.91	0.92	0.88	0.84	0.90	0.90
抽穗—灌浆期	0.97	0.98	0.98	0.92	0.94	0.96
灌浆—成熟期	0.96	0.95	0.99	0.92	0.93	0.94
全生育期	0.80	0.80	0.79	0.75	0.80	0.79

2.2 K_c 的时间变化规律

对 1991—2018 年全生育期的逐日变化情况进行分析，发现共计 27 个全生育期的 K_c 均呈先减小，后增大，然后再减小的变化规律。 K_c 多年平均值的逐日变化如图 1 所示，变化趋势为：先减小，在第 76 天达到 0.56；再增大，在第 214 天达到 1.02；最后减小。

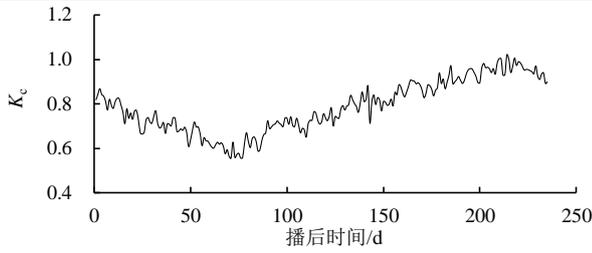


图1 作物系数逐日变化

Fig.1 Daily change of crop coefficient

K_c 不同生育阶段的均值及方差如表2所示。从整个生育期来看, 淮北平原冬小麦的 K_c 在各个生育阶段变化情况与逐日变化呈现的变化趋势一致, 均是先减小, 后增大, 然后又逐渐减小的过程。其中, K_c 的最低值出现在出苗—返青期。该阶段为冬季, 气温较低, 作物生长缓慢, 蒸散量也较少, K_c 相应也处于低值。 K_c 的最高值出现在抽穗—灌浆期。该阶段为4月下旬至5月上旬, 作物生长发育迅速, 蒸散量较大, K_c 也相应较大。到生长后期, K_c 的方差较小, 说明 K_c 稳定在高值, 偏离程度不大。

表2 K_c 不同生育阶段的均值及方差

生育阶段	K_c	1991—2018年 K_c 变化区间	方差
播种—出苗期	0.71	[0.56,0.87]	0.005 7
出苗—返青期	0.68	[0.56,0.78]	0.003 4
返青—拔节期	0.81	[0.71,0.89]	0.001 7
拔节—抽穗期	0.90	[0.83,0.97]	0.001 0
抽穗—灌浆期	0.96	[0.90,1.02]	0.001 1
灌浆—成熟期	0.94	[0.89,0.99]	0.000 8
全生育期	0.79	[0.56,1.02]	0.014 0

不同生育期 K_c 的年际变化趋势如表3所示。 K_c 在各个生育阶段的年际变化趋势基本为上升, 只有出苗—返青期呈下降趋势。通过 Mann-Kendall 趋势性检验法, 对不同生育阶段的 K_c 的年际变化趋势进行验证, 显著性水平为0.05。从检验结果可知, K_c 在播种—出苗期、抽穗—灌浆期和灌浆—成熟期呈现显著上升趋势, 进一步进行突变性分析。

表3 各生育阶段年际变化趋势

生育阶段	线性拟合公式	Mann-Kendall 统计量 Z	是否显著	变化趋势	10 a 变化率
播种—出苗期	$y=0.002 5x-4.36$	3.99	显著	上升	0.141
出苗—返青期	$y=-0.000 5x+1.60$	-0.05	不显著	下降	-0.003
返青—拔节期	$y=0.000 5x-0.11$	1.01	不显著	上升	0.079
拔节—抽穗期	$y=0.000 02x+0.85$	0.25	不显著	上升	0.020
抽穗—灌浆期	$y=0.001 5x-1.98$	2.62	显著	上升	0.293
灌浆—成熟期	$y=0.002 4x-3.84$	2.54	显著	上升	0.439

本文选用 Mann-Kendall 突变检验法和滑动 t 检验法对 3 个生育阶段的时间序列进行研究, 其中

Mann-Kendall 突变检验法的结果如图2所示。1991—2018年间播种—出苗期、抽穗—灌浆期和灌浆—成熟期, 在上下界限之间, 2条曲线相交点均有多个, 为了进一步确定突变点, 通过滑动 t 检验法对可能突变点进行验证, 结果如表4所示。3个生育阶段的作物系数在1991—2018年共计27个全生育期内, 在0.05显著性水平上, 没有发生显著突变; 在0.1显著性水平上播种—出苗期和灌浆—成熟期均在2013—2014生育期发生了显著突变, 抽穗—灌浆期没有发生显著突变。

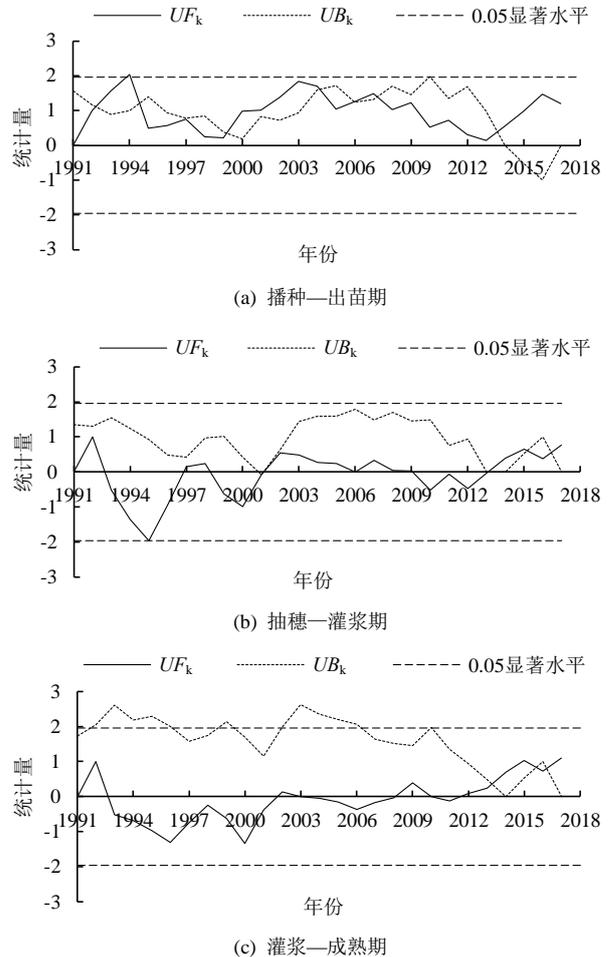


图2 作物系数突变性检验

Fig.2 Mutation test of crop coefficient

表4 可能突变点检验

播种—出苗期		抽穗—灌浆期		灌浆—成熟期	
突变点	统计量 t	突变点	统计量 t	突变点	统计量 t
1992—1993	-1.55	2000—2001	-1.31	2013—2014	-1.80*
1994—1995	-1.09	2001—2002	-1.57	2015—2016	-1.14
1999—2000	-1.61	2013—2014	-1.26	2016—2017	-0.47
2004—2005	-0.32	2015—2016	-0.78	-	-
2007—2008	-0.60	2016—2017	-0.41	-	-
2013—2014	-1.66*	-	-	-	-

注 *标记表示在0.1水平上显著突变。

2.3 K_c 的空间分布特征

对全生育期冬小麦 K_c 作空间插值分析后, 所得

的结果如图 3 所示。 K_c 的空间分布特征为：由西北角向周围不断增大。将各个站的 1991—2018 年的作物系数划分成 3 个时间段，分别为 1991 年 10 月—2000 年 5 月、2000 年 10 月—2009 年 5 月和 2009 年 10 月—2018 年 5 月，然后利用 ArcGIS 软件和反距离权重插值法进行插值分析，迁移趋势见图 4。

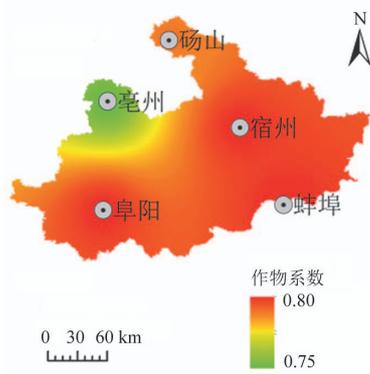


图 3 K_c 空间变化

Fig.3 Spatial changes of K_c

这 3 个阶段的空间变化，从最低值中心来看，低值中心没有发生变化，一直都在亳州，也就是淮北平原的西北角这一块。低值中心无论是整体，还是 3 个时间段，都在亳州，反映出今后作物系数低值中心出现在亳州可能性较大。高值中心 3 个阶段发生了 2 次迁

移，第一次由阜阳迁移至宿州，第二次由宿州迁移至砀山，从路径上来看，是在由南往北迁移，这是一种趋势性变化，说明今后高值中心出现在淮北平原北部的概率相对较大。

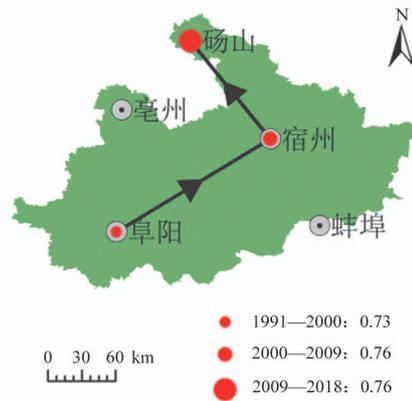


图 4 K_c 高值中心迁移趋势

Fig.4 Migration trend of K_c Maximum Center

各个生育阶段冬小麦 K_c 在淮北平原的空间变化如图 5 所示。抽穗之前，冬小麦的 K_c 在淮北平原的分布特征呈现为：由西北角向周围逐渐增大；自冬小麦抽穗之后， K_c 的空间分布特征变为：由西北和东南角向中心逐渐增大。整体来看， K_c 的空间差异性不大，与当地气候因子联系紧密。

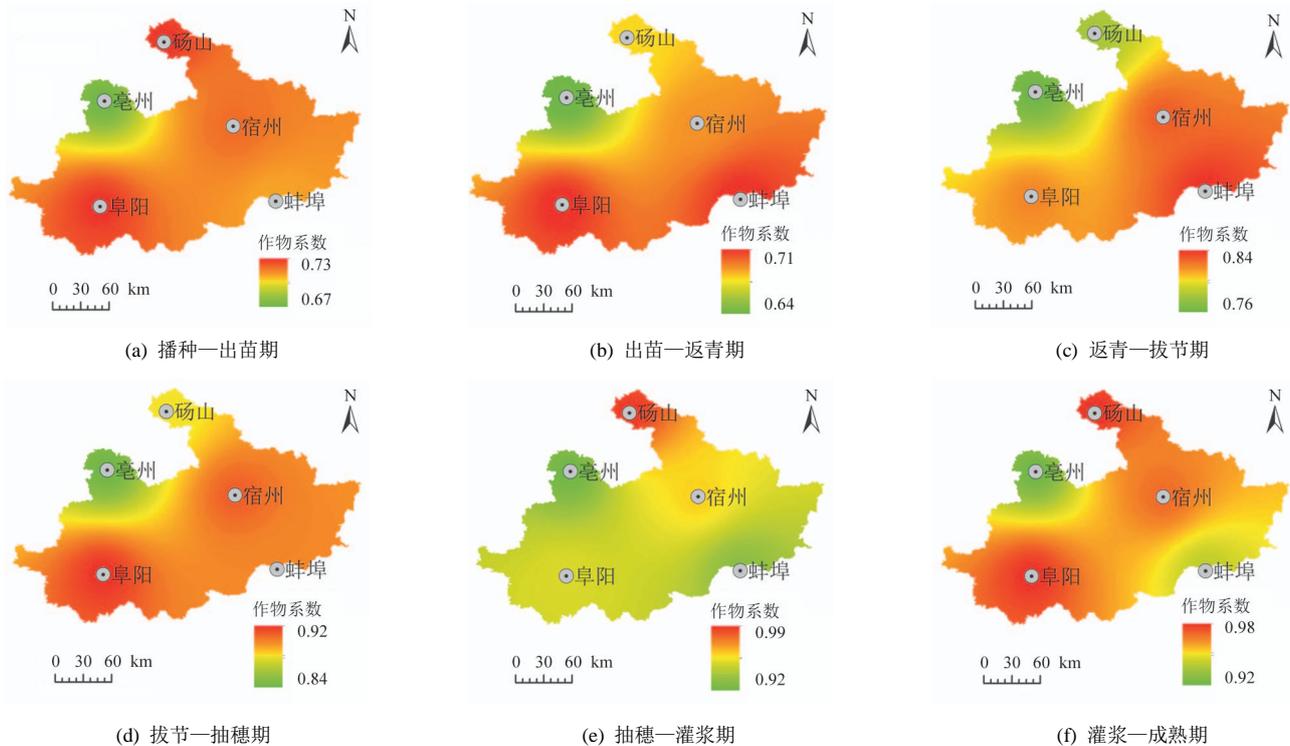


图 5 作物系数不同生育阶段空间变化

Fig.5 Spatial changes of crop coefficient in different growing stage

2.4 影响因素分析

综合选取了降水、气温、风速和相对湿度共 4 个气象因子，进行相关分析，结果见表 5。在 0.3 以下属

于不相关，在 0.3~0.5 之间属于低度相关，在 0.5~0.8 之间属于显著相关，在 0.8 以上属于完全相关^[2,13]。各个气候因子对 K_c 的影响在不同的生育阶段均有差异。

综合来看, K_c 与气温、降水、相对湿度的相关性较高。

表 5 不同生育阶段作物系数和气候因子的相关性

Table 5 Correlation of crop coefficient and climate factors in different growing stage

气候因子	播种—出苗期	抽穗—灌浆期	灌浆—成熟期	全生育期
降水	0.53*	0.64*	-0.27	0.55*
气温	0.90**	-0.33	-0.88**	0.79*
风速	-0.44	-0.23	0.15	0.52*
相对湿度	0.34	0.78*	0.81**	0

注 *表明显著相关, **表明完全相关。

对各个站点全生育期 K_c 与气候因子的相关性进行分析, 结果见表 6。各个站点之间相关性的差异不大, 但在各个气候因子之间的差异非常明显, 且与表 5 的结果基本一致。所以对于 5 个站点来说, K_c 在空间上的差异与气候因子关系紧密, 其中气温的影响最为显著。

表 6 各站点作物系数和气候因子的相关性

Table 6 Correlation of crop coefficient and climate factors at different stage

气候因子	蚌埠	宿州	亳州	砀山	阜阳
降水	0.50*	0.50*	0.48	0.44	0.52*
气温	0.78*	0.79*	0.81**	0.82**	0.80**
风速	0.50*	0.50*	0.59*	0.40	0.18
相对湿度	-0.23	-0.03	-0.07	-0.14	-0.03

注 *表明显著相关, **表明完全相关。

对气温、降水和相对湿度这 3 个相关性较为显著的气候因子进行偏相关分析, 结果如表 7 所示。计算表明, 3 个 K_c 发生显著上升趋势的生育阶段都与气温在 0.01 的显著性水平上显著相关, 这表明气温对于 K_c 的影响最为显著, 降水和相对湿度次之。

表 7 不同生育阶段作物系数和气候因子的偏相关性

Table 7 Partial correlation of crop coefficient and climate factors in different growing stage

气候因子	不同生育阶段冬小麦作物系数和气候因子的偏相关系数			
	播种—出苗期	抽穗—灌浆期	灌浆—成熟期	全生育期
降水	0.41*	0.43*	0.06	0.30*
气温	0.52**	0.98**	0.99**	0.71**
相对湿度	-0.39*	0.37	0.84**	-0.14

注 *表明 0.05 水平上显著相关, **表明 0.01 水平上显著相关。

3 讨论

王树鹏等^[15]研究指出云南省水稻 K_c 的空间差异性不大, 与本研究中华北平原冬小麦 K_c 的空间分布特征一致, 说明 K_c 在空间上的分布与当地气候有关, 但总体差异性不大。李波等^[14]在研究东北地区春玉米 K_c 的空间分布时, 发现 K_c 的高低值分布在东北地区呈现西部高东南低的特征, 不同生育阶段区域分布略有差异但总体分布特征差异不大, 指出 K_c 与研究区域的环境、地形有关, 不同区域之间差异性较大。因此, K_c 在不同地区的空间分布与当地地形、气候特征相

关, 区域内差异性不大, 不同区域间差异性较大。

K_c 的时间变化规律受多种气候因子综合作用的影响。曹永强等^[13]研究指出风速和日照时间的降低是河北省冬小麦 K_c 降低的主要原因, 而本研究中, 气温对淮北平原冬小麦 K_c 的影响最为显著, 相对湿度和降水次之, 风速最不显著, 风速与 K_c 在 3 个生育阶段均属于低度相关, 而气温在各个生育阶段和全生育期均与 K_c 高度相关。出现这种差异可能与 K_c 的计算方法有关, 曹永强等^[13]利用分段单值作物系数法计算 K_c , 对 FAO 推荐的 K_c 校正之后得出结果, 而本研究从定义出发, 利用 ET_a 和 ET_0 的比值计算 K_c , 2 种方法计算得到的 K_c 存在差异。徐敏等^[16]研究指出淮北平原的气温呈现显著上升趋势, 与本文研究中 K_c 在 3 个生育阶段的显著上升趋势一致, 验证了 K_c 与气温显著正相关的结论。陈柏丽等^[17]研究指出 1955—2015 年淮北平原 ET_0 的高值中心出现在亳州的概率较大, 本研究中, 1991—2018 年 K_c 的低值中心集中在亳州, 研究结果一致。同时陈柏丽等^[17]指出淮北平原 ET_0 呈显著下降的趋势, 与本研究中 K_c 的显著上升趋势保持一致, 验证了 K_c 上升趋势的合理性。

4 结论

1) 淮北平原冬小麦 K_c 的计算结果, 可为实际应用提供参考, 如宿州 0.69~0.96、阜阳 0.71~0.98、砀山 0.68~0.99、亳州 0.64~0.92、蚌埠 0.71~0.94, 其余地区可选择气候条件相近站点的 K_c 作为参考值。

2) 淮北平原各站点冬小麦 K_c 值, 全生育期在 0.56~1.02 之间; 各生育期呈单峰型变化规律, 峰值出现在抽穗—灌浆期; 1991—2018 年在播种—出苗期、抽穗—灌浆期和灌浆—成熟期呈现显著上升趋势, 与气温、降水等气候因子显著相关。

3) 冬小麦 K_c 在淮北平原上由西北角向周围逐渐增大, 低值中心集中在亳州, 高值中心呈现由南向北的迁移趋势, 但总体空间差异性不大。

参考文献:

- [1] 刘佳, 郭旭东, 傅朝康, 等. 淮北平原农业节水灌溉面临的问题和对策[J]. 治淮, 2020(3): 68-69.
LIU Jia, WU Xudong, FU Chaokang, et al. Problems and countermeasures of agricultural water-saving irrigation in Huaibei Plain[J]. Harnessing the Huaihe River, 2020(3):68-69.
- [2] 陈玉民. 关于作物系数的研究及新进展[J]. 灌溉排水, 1987, 6(2): 1-7.
CHEN Yumin. A Study on the crop coefficients and its new development[J]. Irrigation and Drainage, 1987,6(2): 1-7.
- [3] 梁文清, 蔡焕杰, 王健. 陕西关中地区夏玉米作物系数试验研究[J]. 节水灌溉, 2011(12): 1-4.

- LIANG Wenqing, CAI Huanjie, WANG Jian. Experimental study on crop coefficient of maize in Guanzhong region of Shaanxi Province[J]. *Water Saving Irrigation*, 2011(12): 1-4.
- [4] 何振嘉, 吴萌. 黄土高原区涌泉根灌枣树作物系数与耗水规律研究[J]. *灌溉排水学报*, 2018, 37(S2): 5-9.
- HE Zhenjia, WU Meng. Crop coefficient and water consumption rule of jujube trees in bubbled-root irrigation of loess plateau region[J]. *Journal of Irrigation and Drainage*, 2018, 37(S2): 5-9.
- [5] 曹振凯, 李毅, 冯浩, 等. 不同覆盖条件下冬小麦作物系数试验研究[J]. *干旱地区农业研究*, 2015, 33(6): 29-34, 138.
- CAO Zhenkai, LI Yi, FENG Hao, et al. Experimental study on crop coefficients of winter wheat under different mulchings[J]. *Agricultural Research in the Arid Areas*, 2015, 33(6): 29-34, 138.
- [6] 李迎, 邓忠, 翟国亮, 等. 冬小麦作物系数的积温模型[J]. *节水灌溉*, 2015(4): 36-40.
- LI Ying, DENG Zhong, ZHAI Guoliang, et al. Accumulated temperature model for crop coefficient of winter wheat[J]. *Water Saving Irrigation*, 2015(4): 36-40.
- [7] 戴佳信, 李就好, 史海滨, 等. 河套灌区套种模式下综合作物系数的试验研究[J]. *灌溉排水学报*, 2017, 36(1): 9-15.
- DAI Jiaxin, LI Jiuhaoshi, SHI Haibin, et al. Integrated crop coefficients approach of interplanting mode in Hetao irrigation area[J]. *Journal of Irrigation and Drainage*, 2017, 36(1): 9-15.
- [8] 胡永翔, 张莹, 李援农. 陕西关中地区温室枣树作物系数试验研究[J]. *中国农村水利水电*, 2015(10): 19-22.
- HU Yongxiang, ZHANG Ying, LI Yuannong. Experimental study on crop coefficients of greenhouse jujube in Guanzhong region of Shaanxi[J]. *China Rural Water and Hydropower*, 2015(10): 19-22.
- [9] 马建琴, 李鹏飞, 刘蕾. 河南地区夏玉米作物系数试验研究[J]. *节水灌溉*, 2016, (4): 24-27.
- MA Jianqin, LI Pengfei, LIU Lei. An experimental study on crop coefficient of summer maize in Henan Province[J]. *Water Saving Irrigation*, 2016, (4): 24-27.
- [10] 王小军, 易小兵. 基于动态数据推求油茶作物系数的方法探讨[J]. *人民珠江*, 2018, 39(10): 97-101.
- WANG Xiaojun, YI Xiaobing. Study on the method of deducing the crop coefficient of Sasanqua based on dynamic data[J]. *Pearl River*, 2018, 39(10): 97-101.
- [11] 张瑜, 张立元, ZHANG Huihui, 等. 玉米作物系数无人机遥感协同地面水分监测估算方法研究[J]. *农业工程学报*, 2019, 35(1): 83-89.
- ZHANG Yu, ZHANG Liyuan, ZHANG Huihui, et al. Crop coefficient estimation method of maize by UAV remote sensing and soil moisture monitoring[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2019, 35(1): 83-89.
- [12] 王振龙, 范月, 吕海深, 等. 基于气象-生理的夏玉米作物系数及蒸散估算[J]. *农业工程学报*, 2020, 36(11): 141-148.
- WANG Zhenlong, FAN Yue, LYU Haishen, et al. Estimation of summer maize crop coefficient and evapotranspiration based on meteorology-physiology[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2020, 36(11): 141-148.
- [13] 曹永强, 李晓瑞, 朱明明. 河北省主要作物系数时空分布特征[J]. *水利水电科技进展*, 2019, 39(2): 37-45.
- CAO Yongqiang, LI Xiaorui, ZHU Mingming. Spatial and temporal distribution characteristics of main crop coefficients in Hebei Province[J]. *Advances in Science and Technology of Water Resources*, 2019, 39(2): 37-45.
- [14] 李波, 景竹然, 魏新光, 等. 东北地区春玉米作物系数时空分布特征研究[J]. *农业机械学报*, 2020, 51(4): 279-290.
- LI Bo, JING Zhuran, WEI Xinguang, et al. Spatial and Temporal Distribution Characteristics of Spring Maize Coefficients in Northeast China[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Machinery*, 2020, 51(4): 279-290.
- [15] 王树鹏, 段琪彩, 韩焕豪, 等. 云南省典型区水稻作物系数及其变化规律[J]. *中国农村水利水电*, 2019 (11): 60-65.
- WANG Shupeng, DUAN Qicai, HAN Huanhao, et al. Rice crop coefficient and its change rule in typical areas of Yunnan Province[J]. *China Rural Water and Hydropower*, 2019 (11): 60-65.
- [16] 徐敏, 朱永华, 李源, 等. 淮北平原实际蒸散量计算及时空分布特征分析[J]. *水电能源科学*, 2016, 34(1): 10-14.
- XU Min, ZHU Yonghua, LI Yuan, et al. Actual evapotranspiration calculation in Huaibei plain and its spatial and temporal variation analysis[J]. *International Journal Hydroelectric Energy*, 2016, 34(1): 10-14.
- [17] 陈柏丽, 朱永华, 王春艳, 等. 淮北平原降水量和参考作物蒸散量时空演变规律研究[J]. *灌溉排水学报*, 2018, 37(6): 109-116.
- CHEN Boli, ZHU Yonghua, WANG Chunyan, et al. Spatiotemporal Variation of Precipitation and Evapotranspiration in Huaibei Plain[J]. *Journal of Irrigation and Drainage*, 2018, 37(6): 109-116.
- [18] 董煜, 陈学钢, 胡江玲. 新疆潜在蒸散量时空变化及未来变化趋势[J]. *中国农村水利水电*, 2015(9): 90-94.
- DONG Yu, CHEN Xuegang, HU Jiangling. Spatio-temporal variability of potential evapotranspiration in Xinjiang and estimation of future trend[J]. *China Rural Water and Hydropower*, 2015(9): 90-94.

Spatiotemporal Variation of Crop Coefficient of Winter Wheat in Huaibei Plain

HUAJiacheng¹, ZHU Yonghua^{1,2*}, WANG Zhenlong³, LYU Haisheng^{1,2}

(1. Hohai University, Nanjing 210098, China; 2. State Key Laboratory of Hydrology and Water Resources and Hydraulic Engineering Science, Hohai University, Nanjing 210098, China; 3. Water Resources Research Institute of Anhui Province, Bengbu 233000, China)

Abstract: 【Background】 Water uptake by plants and its subsequent transpiration is an important process in the

hydrological cycle but difficult to measure and calculate. In irrigation management, the evapotranspiration is often calculated from the reference evapotranspiration multiplied by a crop coefficient. **【Objective】** The purpose of this paper is to study the spatiotemporal variation of the crop coefficient of winter wheat in Huaibei plain of China. **【Method】** Using data measured from 1991 to 2018, we calculated the crop coefficient of the winter wheat based on water balance method, eddy covariance measurements and the Bouchet complementary relationship theory. The reference evapotranspiration was calculated from the Penman-Montieth formula. The spatiotemporal variation of the crop coefficient and its determinants were calculated using linear fitting method, Mann-Kendall trend test, Mann-Kendall jump test and moving *t*-test, and the ArcGIS. **【Result】** The annual mean evapotranspiration during the growth season of the winter wheat in Huaibei plain is 429.3 mm, and the reference crop evapotranspiration and the crop coefficient were 541.3 mm and 0.79 respectively. As the wheat grew, its crop coefficient decreased first and then increased, followed by a decline. Spatially, the crop coefficient was lowest at the northwest corner, and it was higher in the north than in the south. Temperature affected the crop coefficient most, followed by relative humidity and precipitation; it was least affected by wind speed. **【Conclusion】** The spatiotemporal variation of crop coefficient of winter wheat calculated for Huaibei plain provided guidance for calculating water requirement by irrigation. In particular, we found that the crop coefficient had been in increase from 1991 to 2018 possibly due to the climate change, which needs to be considered in evaluating water requirements in agricultural structure design for this region.

Key words: crop coefficient; real evapotranspiration; reference crop evapotranspiration; Huaibei plain; winter wheat

责任编辑: 白芳芳

(上接第 61 页)

Spatial Heterogeneity of Field Capacity of Chernozem Soil in Northeast of China

LIU Jilong¹, XU Qing¹, LI Lin^{2*}, FU Qiang¹, WANG Xiaohui¹, MA Bosi¹, YAN Jiaming¹, LIU Haiyue¹

(1. School of Water Conservancy and Civil Engineering, Northeast Agricultural University, Harbin 150030, China

2. College of Water Conservancy and Architecture Engineering, Tarim University, Alar 843300, China)

Abstract: **【Background】** The soil moisture characteristic has the obvious spatial heterogeneity, and the determination of its spatial heterogeneity is the theoretical basis for the precision management of soil water. Field capacity is an important soil moisture characteristic parameter, at present, the study on the spatial heterogeneity of field capacity is relatively few. Furthermore, the soil degradation in chernozem soil is serious, the capacity of soil moisture preservation is decreasing, and the spatial heterogeneity of field capacity in chernozem soil is a scientific problem worthy of discussing. **【Objective】** The aim of this work is to explore spatial heterogeneity mechanism of field capacity in chernozem soil. **【Method】** Spatial heterogeneity degree of field capacity and local information causing its spatial heterogeneity were analyzed with traditional statistics and multifractal methods, and multi-scale relationship between field capacity and soil physical property were studied with joint multifractal method. **【Result】** Field capacity had multifractal characteristics, and its spatial heterogeneity degree first decreased and then increased with the increase of soil layer depth. The local information that caused spatial heterogeneity of field capacity was mainly its high value information in 0~5 cm and 10~15 cm soil layers, and was mainly its low value information in 5~10 cm and 15~20 cm soil layers. At the single scale, the most obvious soil physical property that correlated with field capacity was clay content and soil bulk density in 0~5 cm soil layer, was silt content and clay content in 5~10 cm and 10~15 cm soil layers, and was soil bulk density and silt content in 15~20 cm soil layer. At the multi-scale, the most obvious soil physical property that correlated with field capacity was clay content and silt content in 0~5 cm, 5~10 cm and 10~15 cm soil layers, and was soil bulk density and silt content in 15~20 cm soil layer. **【Conclusion】** Spatial heterogeneity degree of field capacity was weak in farmland of chernozem soil. Relationship degree between field capacity and soil physical property was different at single scale and multi-scale.

Key words: chernozem soil; field capacity; spatial heterogeneity; multifractal; farmland

责任编辑: 赵宇龙