

引用格式:王圣云,潘柳欣,刘俊莉.鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数空间差异与驱动机制[J].资源科学,2024,46(8):1620-1635. [Wang S Y, Pan L X, Liu J L. Spatial differences and driving mechanism of carbon-emission-sensitive human development index in Poyang Lake Basin[J]. Resources Science, 2024, 46(8): 1620-1635.] DOI: 10.18402/resci.2024.08.12

鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数 空间差异及驱动机制

王圣云^{1,2}, 潘柳欣², 刘俊莉²

(1. 南昌大学中国中部经济社会发展研究中心, 南昌 330031;

2. 南昌大学经济管理学院, 南昌 330031)

摘要:【目的】在不断提升人类福祉水平的同时降低碳排放,是人类发展的核心内涵。本文对鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的空间差异与驱动机制进行分析,以期“双碳”战略下鄱阳湖流域提升人类福祉水平提供理论依据。【方法】本文嵌入人均净碳排放量指标,构建碳排放敏感性人类发展指数(CHDI)。运用空间马尔科夫链、Dagum基尼系数、LMDI方法和空间杜宾模型对1990—2020年鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的空间差异演变进行实证分析。【结果】研究表明:①鄱阳湖流域的碳排放敏感性人类发展指数由1990年的0.5415提高到2020年的0.7922,实现了由低人类发展水平向高人类发展水平的跃迁。②1990—2020年鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的空间差异整体趋于缩小。其中,各子流域内差异稳步缩小,子流域间差异先降后升。因此,缩小子流域间差异是缓解鄱阳湖流域人类发展水平空间差异的关键。③鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的提升主要由经济效应和技术效应双轮驱动,社会效应及环境效应则显现出减量效应。空间计量模型回归发现,富裕程度提升、产业结构升级、公共财政支出增加和城镇化对鄱阳湖流域人类发展水平提升具有显著的促进作用,而能源强度和人口密度提高则具有显著的负向作用。【结论】1990—2020年鄱阳湖流域人类低碳发展在迈向高人类发展进程中不断均衡发展,缩小子流域间差异及加强经济与技术效应的双轮驱动是进一步推进鄱阳湖流域人类福祉均衡的着力点。

关键词:人类发展指数;人类福祉;Dagum基尼系数;空间杜宾模型;净碳排放;鄱阳湖流域

DOI: 10.18402/resci.2024.08.12

1 引言

中国经济由高速增长转向高质量发展,以牺牲环境为代价的传统发展模式难以为继^[1,2],迫切需要改变以高碳排放为代价的人类福祉增长模式,逐步迈向人类低碳发展^[3]。在理论上就需要从发展观演进视域重新审视人类发展与低碳发展之间的关系。发展观经历了经济发展观—经济社会协调发展观—人本发展观—可持续发展观的动态演变^[4]。其中,经济发展观和经济社会协调发展观主要关注物

质财富积累,缺少对人的基本需求与能力的重视^[1]。随着发展内涵不断深化和向人本发展观演进,联合国人类开发署(UNDP)提出了人类发展指数(HDI),认为人类发展主要体现为人的可行能力的扩大,对人类福祉的判断不应仅根据物质财富的多寡,而应采用个人选择的实质性自由来衡量^[4,5]。随着1992年联合国环境与发展会议(UNCED)召开以及全球应对气候变暖问题,人本发展观逐步向可持续发展观演进,人类低碳发展应运而生。一方面,人类发

收稿日期:2023-11-24;修订日期:2024-04-25

基金项目:国家自然科学基金项目(42061026);2024年度全国统计科学研究重点项目(2024LZ023)。

作者简介:王圣云,男,山西河曲人,研究员,博士生导师,研究方向为区域经济与福祉地理。E-mail: wangshengyun@163.com

通讯作者:潘柳欣,女,湖北潜江人,博士研究生,研究方向为区域经济与生态福祉。E-mail: Panliuxin124@163.com

2024年8月

展不仅取决于其生活水准、教育水平以及健康状况,而且依赖于其生存发展的环境和拥有的资源^[5];另一方面,伴随人类碳排放需求的增加,人类发展面临的碳排放约束日益趋紧^[3]。事实上,低碳排放不是发展的最终目标,重要的是在低碳排放的同时保障人类发展目标的实现^[3]。从当前人类发展的一般内涵来看,人类发展意味着在可行能力提升基础上实现经济发展与社会进步,却并未涵盖碳减排与人类发展之间的关系。从低碳发展与人类发展目标融合视角来看,人类低碳发展是在经济发展的同时实现碳排放相对下降、实现人类发展水平逐步提高的一种人类发展模式。

梳理国内外研究文献可知,近年来低碳发展与人类发展相结合的研究不断涌现,主要集中在讨论低碳发展与人类发展之间的理论关联^[5,6],分析人类发展的碳排放效应^[7],以及通过纳入碳排放指标构建新的人类发展指数^[8,9]等方面。其中,在将碳排放指标纳入人类发展指数的研究方面,主要有以下两种途径:①将碳排放指标作为与收入、教育、健康指数并列的分项指数纳入人类发展指数构建。如:张红历等^[10]应用碳排放强度指标表征可持续分项指数,构建了嵌入可持续发展的中国人类发展指数;任栋等^[11]综合寿命、教育、健康、民生和碳排放强度5个维度构建了中国人类发展指数;Liu等^[12]引入人均碳排放量构建人类发展指数,分析了中国人类发展水平的空间差异与影响因素;朱莉等^[13]综合收入、教育、寿命、碳排放强度4个维度构建了中国人类发展指数,分析了城镇化、人均GDP、能源消耗强度等因素对人类发展指数的影响。②应用碳排放指标对HDI或其分项指数进行修正。如:UNDP^[8]采用碳排放指数和人均物质足迹合成调整因子,将其与HDI相乘,构建了压力调整后的全球国家尺度的人类发展指数(PHDI);Jiang等^[9]在其基础上构建了压力调整后的中国省域人类发展指数;张帅等^[14]综合物质足迹和CO₂指标计算生态过冲指数,构建了全球国家尺度的地球边界人类发展指数。此外,还有一些研究将碳排放指标作为构成HDI的收入指数的“惩罚性”因素。如de la Vega^[15]用人均碳排放量衡量环境污染,构建了污染敏感性人类发展指数(HDPI),

并分析了1998—2008年全球165个国家HDPI的区域差异及其演变特征;王圣云^[7]采用人均CO₂排放量指标构建了纳入碳排放敏感性的中国省域人类发展指数,并应用LMDI方法对其驱动效应进行了分解;李晶等^[16]应用人均CO₂排放量指标构建了环境敏感性人类发展指数,分析了中国省域环境敏感性人类发展指数的空间收敛性及影响因素。

综上可知,已有研究仍存在以下不足:①国内外相关研究成果主要基于人类发展指数(HDI),而纳入人均净碳排放因素的人类发展指数构建及实证研究成果相对较少。②国内外关于低碳人类发展区域差异实证研究成果多集中在国家、省级等大尺度区域^[9,12],县级尺度的研究成果较为少见,特别是对流域地区的研究成果更少。③已有文献通常忽视了人类发展水平的空间相关性,即默认为区域间HDI是相互独立的。

鄱阳湖流域是生态环境脆弱区,也是欠发达湖区^[17],肩负着生态环境保护与经济社会发展的双重任务。鄱阳湖流域绝大多数县(区)属于革命老区,经过几十年发展,鄱阳湖流域人类发展水平由1990年0.513提高到2020年0.847,人类发展进步显著,但同时碳排放总量由2340万t增加到16866万t^[18]。可见,鄱阳湖流域人类发展水平的提高是伴随碳排放的增加而实现的。提升鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数是鄱阳湖流域深入推进生态文明建设的应有之义,也是践行联合国可持续发展目标(SDGs)的根本要求。

为此,本文首先计算碳排放敏感性人类发展指数(CHDI),然后运用空间马尔科夫链和Dagum基尼系数分析鄱阳湖流域CHDI的时空演变及空间差异特征,最后运用对数平均迪氏指数法(LMDI)和空间计量模型分析和揭示鄱阳湖流域CHDI变化的驱动效应及驱动因素。本文可能的学术贡献在于:①基于可持续发展观,既考虑人类发展指数未纳入碳排放因素的不足,也针对流域森林覆盖率高、水域面积广、碳汇能力强的实际,计算扣除碳汇的人均净碳排放指标,构建碳排放敏感性人类发展指数,为评价人类低碳发展水平提供方法论支撑。②根据流域自然空间分异特性和县域小尺度行政调

控属性,从全流域、子流域和县域多个空间尺度考察碳排放敏感性人类发展指数的异质性特征,为把握鄱阳湖流域人类低碳发展现状提供科学依据。③考虑人口迁移、公共服务共享、碳转移等因素的外部性影响,分析影响人类低碳发展的空间溢出效应,为提升鄱阳湖流域人类低碳发展水平、促进区域协调发展提供参考。

2 研究区域、方法与数据来源

2.1 研究区域

鄱阳湖流域是江西省经济社会发展的核心地区,其空间范围的96.62%分布在江西省内^[17]。鄱阳湖流域整体地势南高北低、周高中低,自然地理分异特征十分明显。赣江流域是鄱阳湖流域最大的子流域,其流域范围占鄱阳湖流域面积的51.5%;然后依次为鄱阳湖区、信江流域、抚河流域、修河流域和饶河流域^[17]。鄱阳湖流域的区域划分参见文献[18]。

2.2 研究方法

2.2.1 碳排放敏感性人类发展指数构建

人类发展指数(HDI)是UNDP提出的用来衡量人类福祉水平的综合指标^[8]。HDI由收入指数(H_1)、教育指数(H_2)和健康指数(H_3)3个分项指数构成,其计算公式为^[7]:

$$HDI = \frac{1}{3} (H_1 + H_2 + H_3) \quad (1)$$

式中:收入指数(H_1)为美元购买力平价计算的人均GDP;教育指数(H_2)由成人识字率和综合毛入学率加权构成,权重依次为2/3和1/3。其中,由于数据可得性,成人识字率由15岁及以上能读写人口数占15岁及以上人口数的比重计算;综合毛入学率为在校生人数与学龄人口数的比值,由于鄱阳湖流域县域的在校大学生人数数据严重缺失,本文采用小学、初中、高中在校生人数进行计算。健康指数(H_3)为出生时平均预期寿命,本文根据简略生命表计算得到^[19,20]。 H_1 、 H_2 、 H_3 的计算公式为^[7]:

$$\text{分项指数} = \frac{\text{实际值} - \text{最小值}}{\text{最大值} - \text{最小值}} \quad (2)$$

结合鄱阳湖流域实际情况,本文参考UNDP历年《人类发展报告》,为保证计算结果与UNDP计算的HDI具有可比性,确定人均GDP的最大值和最小值分别为ln75000和ln100;成人识字率、综合毛入学率

的最大值均为100%,最小值均为0;出生时平均预期寿命的最大值和最小值分别为85岁和25岁。

本文构建的碳排放敏感性人类发展指数(CHDI)是基于HDI,应用人均净碳排放指标修正收入指数(H_1)后得到的新人类发展指数。首先,计算人均净碳排放量指数,在此基础上构建碳排放敏感性系数(EBI),将其作为HDI的收入指数(H_1)的修正因子;其次,借鉴de La Vega^[15]、王圣云^[7]的研究成果,采用Atkinson不平等测度方法对收入指数(H_1)进行修正,计算新收入指数(H_1');最后,得到碳排放敏感性人类发展指数(CHDI)。

$$EBI = 1 - CO_2I \quad (3)$$

$$H_1' = \left[\frac{1}{2} (H_1)^{1-\varepsilon} + \frac{1}{2} (EBI)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (4)$$

$$CHDI = \frac{1}{3} (H_1' + H_2 + H_3) \quad (5)$$

式中: CO_2I 为标准化后的人均净碳排放量;由于 CO_2I 为负向指标,将其正向化处理得到碳排放敏感性系数EBI; ε 为不平等厌恶系数,基于中性厌恶假设取 $\varepsilon=2$ ^[15]。

本文中,净碳排放量由碳排放量(C_e)减去碳汇量(C_s)得到,人均净碳排放量是净碳排放量($C_e - C_s$)与人口数(P)的比值^[21]。需要说明的是,由于鄱阳湖流域县级能源数据缺失,目前广为应用的县级碳排放量数据是Chen等^[22]通过拟合省级碳排放与夜间灯光数据反演得到的1997—2017年数据,对1997年之前及2017年之后县级碳排放量数据的补充方法主要有线性插值法、增长率系数反演法、灰色预测法和夜间灯光反演法等^[23-25]。线性插值法操作简单,但在缺失年份较多的情况下甚至会出现负值,本文综合应用增长率系数反演法、灰色预测法和夜间灯光反演法3种方法对鄱阳湖流域县(区)1990—1996年、2018—2020年碳排放量数据进行估算,计算过程见图1。具体步骤如下:首先,采用等维递补GM(1, 1)估算2018—2020年县域碳排放量,根据1997—2017年碳排放平均增长率计算得到1990—1996年县域碳排放量,建立碳排放序列 C_e^1 。然后,基于夜间灯光反演法建立鄱阳湖流域碳排放量均值(tC)与夜间灯光均值(L)的函数方程($tC=315.94 \times L+221460$,拟合优度 $R^2=0.9652$),得到鄱阳湖流域

2024年8月

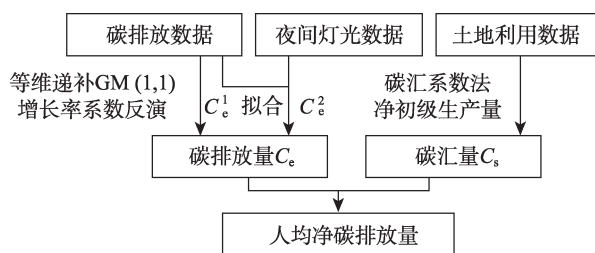


图1 人均净碳排放量估算的技术路线图

Figure 1 Technical roadmap for estimating net carbon emissions per capita

1992—1996年、2018—2020年县域碳排放量数据,再利用增长率系数反推估测1990年、1991年碳排放量数据,建立碳排放序列 C_e^2 ,进而计算 C_e^1 、 C_e^2 的均值得到县域碳排放量 C_e 。

接下来计算鄱阳湖流域县域的碳汇量。本文采用碳汇系数法测算林地、草地、水域和未利用地4种碳汇用地类型的碳汇量 $C_s^{[24]}$ 。应用净初级生产量计算农田生态系统的碳汇量 $C_s^{[26]}$,具体公式为:

$$C_s = C_s^1 + C_s^2 = \sum A_h \times \delta_h + \sum M_j \times C_j \times (1 - F_j) / L_j \quad (6)$$

式中: A_h 为第 h 种土地利用类型面积; δ_h 为第 h 种土地利用类型碳汇系数,林地、草地、水域和未利用地的碳汇系数根据文献[24]依次选取5.770、0.410、1.701和0.005 t C/hm²; M_j 为第 j 种农作物经济产量; C_j 为第 j 种农作物含碳率; F_j 为第 j 种农作物果实的水分系数; L_j 为第 j 种农作物经济系数,根据文献[26]确定主要农作物的估算参数。

2.2.2 空间马尔科夫链

马尔科夫链是分析地理要素类型时空演替特征的方法,空间马尔科夫链方法可以揭示地理邻近及空间溢出效应对地理要素类型时空演替的影响,本文运用马尔科夫链、空间马尔科夫链^[27]两种方法分析鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的时空演替特征。

2.2.3 Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数是分析空间差异的常用方法,其优势在于空间可分解。本文运用Dagum 基尼系数分析鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的空间差异,将其分解为流域内差异、流域间差异和超变密度。囿于篇幅限制,计算公式参见文献[28]。

2.2.4 对数平均迪氏指数法

对数平均迪氏指数法(LMDI)因不产生残差、可完全分解,在驱动效应分解研究中得到广泛运用,本文基于LMDI的加法分解方式对鄱阳湖流域CHDI变化的驱动效应进行分解,其模型及分解公式如下^[17,29]:

$$CHDI = \sum_i CHDI_i = \sum_i gdp_i \times \frac{gdp_i}{C_{e,i}} \times \frac{C_{e,i}}{gdp_i} \times \frac{CHDI_i}{gdp_i} = \sum_i G_i \times T_i \times E_i \times S_i \quad (7)$$

$$\Delta CHDI_{tot} = CHDI^t - CHDI^0 = \Delta G_i + \Delta T_i + \Delta E_i + \Delta S_i \quad (8)$$

$$\Delta G_e = \sum_i \frac{CHDI_i^t - CHDI_i^0}{\ln CHDI_i^t - \ln CHDI_i^0} \ln \left(\frac{G_i^t}{G_i^0} \right) \quad (9)$$

$$\Delta T_e = \sum_i \frac{CHDI_i^t - CHDI_i^0}{\ln CHDI_i^t - \ln CHDI_i^0} \ln \left(\frac{T_i^t}{T_i^0} \right) \quad (10)$$

$$\Delta E_e = \sum_i \frac{CHDI_i^t - CHDI_i^0}{\ln CHDI_i^t - \ln CHDI_i^0} \ln \left(\frac{E_i^t}{E_i^0} \right) \quad (11)$$

$$\Delta S_e = \sum_i \frac{CHDI_i^t - CHDI_i^0}{\ln CHDI_i^t - \ln CHDI_i^0} \ln \left(\frac{S_i^t}{S_i^0} \right) \quad (12)$$

式中: i 为县(区);上标0和 t 分别为时段初和时段末; gdp 为国内生产总值; $\Delta CHDI_{tot}$ 为CHDI变化的总效应,可以分解成经济效应(ΔG_e)、技术效应(ΔT_e)、环境效应(ΔE_e)和社会效应(ΔS_e)。

2.2.5 空间计量模型构建

LMDI方法可以分解鄱阳湖流域CHDI变化的内部驱动效应,但未揭示外部驱动因素,考虑空间效应,本文应用如下空间计量模型分析鄱阳湖流域CHDI变化的驱动因素,公式为:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \lambda_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (13)$$

$$\mu_{it} = \psi \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_{jt} + v_{it} \quad (14)$$

式中: Y_{it} 为 t 年份鄱阳湖流域 i 县(区)的CHDI; ρ 为空间自相关系数; W_{ij} 为空间权重矩阵; X_{it} 、 β 为解释变量及其系数; θ 为空间溢出系数; λ_i 、 γ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应; μ_{it} 为随机误差项; ψ 为空间误差项系数; v_{it} 为随机扰动项。当 $\rho = 0$ 且 $\psi \neq 0$ 时,式(13)为空间误差模型(SEM);当 $\theta = 0$ 且 $\rho \neq 0$ 时为空间滞后模型(SLM);当 $\psi = 0$ 、 $\rho \neq 0$ 且 $\theta \neq 0$

时为空间杜宾模型(SDM)。

解释变量指标选取说明如下:根据阿马蒂亚·森^[4]的可行能力理论,人类福祉水平由经济条件、防护性保障和社会机会决定。经济条件反映个人所拥有的经济资源,也即富裕程度,考虑到内生性问题,本文选取地均夜间灯光亮度(*Ligr*)表征经济条件^[30]。根据罗斯托的经济发展阶段论,经济增长伴随着经济结构变化,在迈向追求生活质量阶段的过程中,产业结构演进对人们生活需要满足越来越重要,本文选取第二产业占比(*SecInd*)、第三产业占比(*TerInd*)表征产业结构对 *CHDI* 的影响^[16]。公共财政作为社会扩大再生产的间接投入,是提供社会保障、兜底社会安全的基石,选用人均公共财政支出(*Fpc*)反映防护性保障能力^[23]。城镇化反映农村人口进入城镇的过程,农村居民由此享受教育、医疗等机会增多,选取城镇化率(*Ubr*)表征社会机会^[13]。再从低碳视角来看,根据人类活动对环境影响的 IPAT 模型^[23],碳排放是反映环境影响的重要指标,是人口、富裕程度和技术因素的函数。其中,人口密度能反映人口因素对碳排放的影响,选取人口密度(*Pop*)表征人口因素^[23]。技术进步通过推动能源结构改善和能源利用效率提升降低碳排放,本文选取能源强度(*EI*)、百万人专利申请授权数(*Tec*)指标表征技术进步^[13,23]。

2.3 数据来源

本文人口数据来源于江西省 1990 年、2000 年、2010 年和 2020 年人口普查资料。1997—2017 年县级碳排放数据来源于中国碳核算数据库(CEADs), 1990—1996 年、2018—2020 年县级碳排放数据由本文估算得到^[22]; 1992—2013 年 DMSP-OLS 和 2013—2020 年 NPP-VIIRS 夜间灯光遥感数据来源于美国国家海洋和大气管理局,本文对两种数据进行校正处理^[30]; 1990 年、2000 年、2010 年、2020 年土地利用遥感数据来源于中国科学院资源与环境数据中心。其他数据来源于 1991—2021 年《江西统计年鉴》《中国县域统计年鉴》《新中国五十年的江西》。鉴于共青城市和部分市辖区数据缺失较多,本文选取鄱阳湖流域的 80 个县(区)作为研究对象^[31]。为消除通货膨胀等价格因素影响,将人均 GDP、人均公共财政支出等指标折算成 1990 年不变价。

3 结果与分析

3.1 碳排放敏感性人类发展指数时空演变分析

3.1.1 碳排放敏感性人类发展指数时空分布变化

表 1 是本文测算得到的鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数(*CHDI*)。参照 UNDP《2023/2024 年人类发展报告》*HDI* 分类标准,*CHDI* 划分如下:*CHDI* ≥ 0.80 为极高人类发展类型; 0.70 ≤ *CHDI* < 0.80 为高人类发展类型; 0.55 ≤ *CHDI* < 0.70 为中等人类发展类型; *CHDI* < 0.55 为低人类发展类型。从表 1 来看, 1990—2020 年鄱阳湖流域 *CHDI* 由 0.5415 提升至 0.7922, 整体由低人类发展水平向高人类发展水平跃升。分阶段来看, 1990—2000 年鄱阳湖流域 *CHDI* 年均增长率较高。这可能是由于, 1990 年代鄱阳湖流域经济快速发展, 人均收入水平明显提高, 义务教育和公共卫生条件取得显著改善; 加之起始阶段 *CHDI* 基数低, 因此这 10 年鄱阳湖流域 *CHDI* 的增速最快。2000—2010 年鄱阳湖流域工业化进程加快, 处于经济发展的存量累积阶段, 其 *CHDI* 保持了年均 1.20% 的增长, 2010 年达 0.7596, 鄱阳湖流域步入高人类发展类型。2010—2020 年鄱阳湖流域 *CHDI* 仍保持增长态势, 但增速相对趋缓。究其原因: 首先, 鄱阳湖流域维持经济发展与人类发展的能源消耗及碳排放难以在短时间内得到降低; 其次, 这一时期鄱阳湖流域进入深化绿色转型阶段, 面临经济结构性调整, 处于人类发展水平提升与碳减排拮抗调整关键时期。表 1 中 *CHDI* 分项指数显示, 1990—2020 年新收入指数低于健康指数和教育指数, 但其年均增长率最高, 各分项指数呈现均衡发展态势。

从子流域来看, 赣江流域碳排放敏感性人类发展指数保持领先, 2020 年其 *CHDI* 在各子流域中最

表 1 1990—2020 年鄱阳湖流域 *CHDI*、*HDI* 及各分项指数

Table 1 *CHDI*, *HDI*, and their sub-indices in Poyang Lake Basin, 1990-2020

指数	1990 年	2000 年	2010 年	2020 年
碳排放敏感性人类发展指数 <i>CHDI</i>	0.5415	0.6743	0.7596	0.7922
新收入指数 H_1'	0.3557	0.4598	0.5646	0.6026
教育指数 H_2	0.6509	0.8260	0.8764	0.8888
健康指数 H_3	0.6178	0.7370	0.8379	0.8851
人类发展指数 <i>HDI</i>	0.5079	0.6468	0.7626	0.8281

2024年8月

高,接近极高人类发展水平。信江流域1990年CHDI最低,增速最快。修河流域1990年CHDI最高,增速最慢。抚河流域CHDI及其增速均处于鄱阳湖流域各子流域的中间水平。饶河流域出生时平均预期寿命相对较低,CHDI较低。鄱阳湖区的

南昌县、新建区的人均净碳排放量远高出其他县域,其CHDI值居于鄱阳湖流域最末两位,拉低了鄱阳湖区CHDI的平均水平。鄱阳湖区是鄱阳湖流域人类发展与碳减排矛盾最突出的区域。

再根据CHDI类型划分绘制图2,分析鄱阳湖流

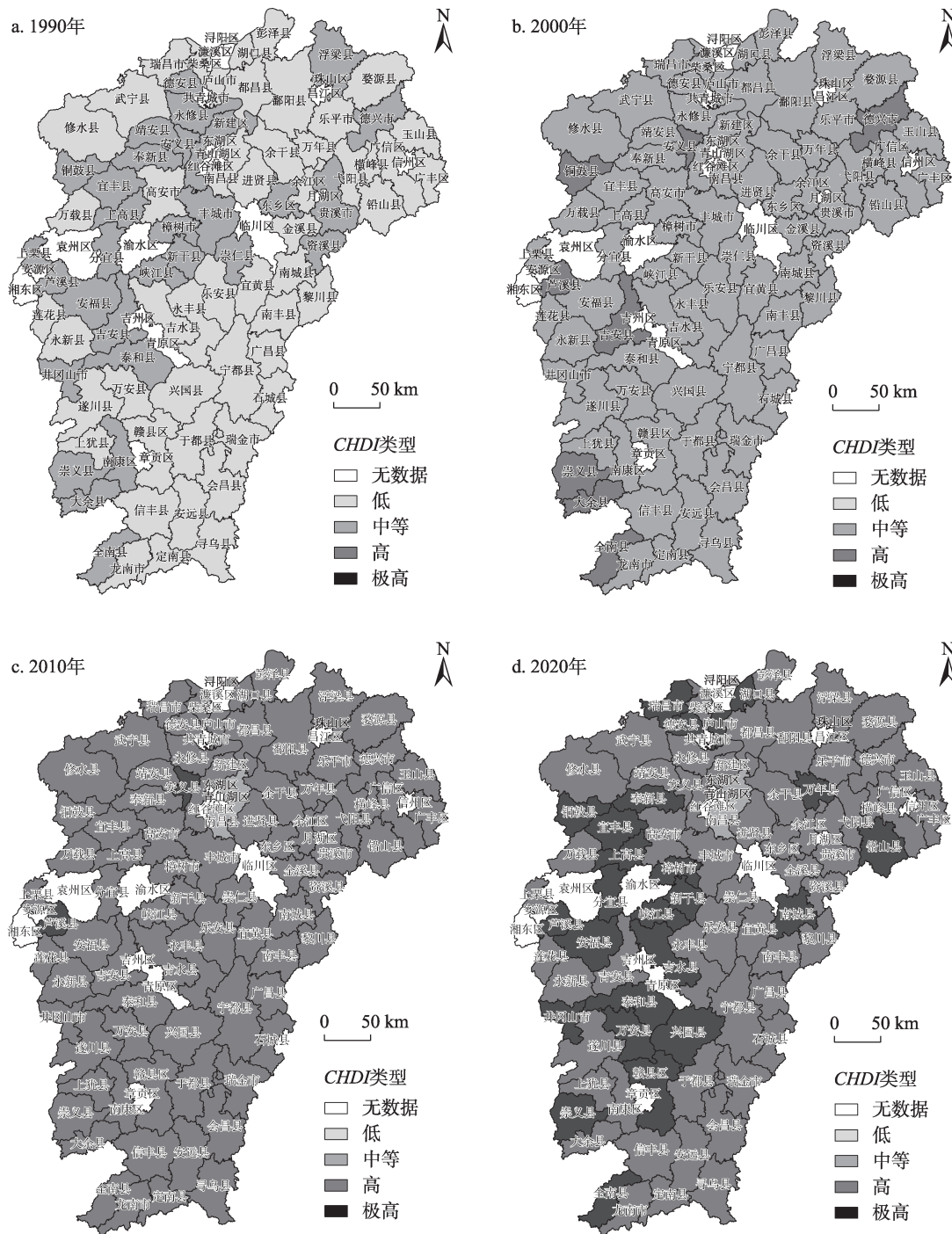


图2 1990—2020年鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数类型的时空演变

Figure 2 Spatiotemporal change of carbon-emission-sensitive human development index types in Poyang Lake Basin, 1990-2020

域 *CHDI* 类型的时空演变。由图 2 可见, 1990—2020 年鄱阳湖流域县(区) *CHDI* 类型等级明显跃升。具体来看, 1990 年鄱阳湖流域有 62.50% 和 37.50% 的县(区) 分别为低和中等人类发展类型。2000 年鄱阳湖流域约有 10.00% 的县(区) 步入高人类发展水平行列, 其余县(区) 均为中等人类发展类型。2010 年芦溪县、安义县进入极高人类发展水平行列, 其余县(区) 除南昌县外均属于高人类发展类型。2020 年, 除南昌县仍为中等人类发展类型外, 鄱阳湖流域有 25 个县(区) 的 *CHDI* 为极高人类发展类型, 其余县(区) 为高人类发展类型。需要指出的是, 南昌县作为全国经济百强县, 其 *HDI* 从 1990 年的 0.5189 提高到 2020 年的 0.8673, 但其人均净碳排放量在鄱阳湖流域所有县(区) 中是最高的, 导致其 *CHDI* 水平相对较低。

3.1.2 碳排放敏感性人类发展指数与人类发展指数比较

本文应用 H_i' 与 H_i 的比值(q) 分析人均净碳排放对收入指数的“惩罚”程度, q 值越小, 表明人均净碳排放对收入指数(H_i) 的影响越强。从图 3 来看, 1990 年、2000 年鄱阳湖流域的 q 值均大于 1, 人均净碳排放对 H_i 的“惩罚”尚未显现。该时期鄱阳湖流域的经济规模相对偏小, 碳排放量较低。此后, 鄱阳湖流域经济发展驶入“快车道”, 碳排放量随之增

加。2010 年鄱阳湖流域有约 50.00% 的县(区) q 值小于 1, 表明人均净碳排放对其收入指数的“惩罚”显现。2020 年鄱阳湖流域所有县(区) 均受到人均净碳排放的影响且较 2010 年加剧, 特别是南昌县 2020 年 q 值降至最低(0.3404), 其人均净碳排放对 H_i 的影响在鄱阳湖流域所有县域中最大。

从 *CHDI* 与 *HDI* 的比较也可反映人均净碳排放对 H_i 的影响。1990 年、2000 年、2010 年、2020 年鄱阳湖流域 *CHDI* 与 *HDI* 的皮尔逊相关系数依次为 0.9986、0.9814、0.7143、0.2141, 其大幅下降也说明人均净碳排放对收入指数的影响加剧。据表 1 测算, 1990—2020 年鄱阳湖流域 *CHDI*、*HDI* 均呈增长态势, 但 *CHDI* 的增速低于 *HDI*, 尤其是 2000—2010 年、2010—2020 年 *CHDI* 增速明显放缓, 表明净碳排放对 H_i 的“惩罚”日益凸显, 这与图 3 基于 q 值得出的结论一致。

人类发展是经济活动的终极目标, *HDI* 反映的是人类发展水平, 主要体现为人的可行能力的扩大, 包括延长寿命的能力、享受健康身体的能力、获得更多知识的能力和拥有充分收入的能力^[3]。而 *CHDI* 不仅反映这些能力, 还反映碳排放与实现人类发展的关系。*CHDI* 纳入了人均净碳排放因素对 *HDI* 的影响, 揭示的是融合碳减排与人类发展双重目标的区域发展状态^[5]。以 2020 年为例, 鄱阳湖流域的 *CHDI* 明显低于 *HDI*, 这说明鄱阳湖流域在提升人类发展水平过程中付出了碳排放代价。与 *CHDI* 相比, *HDI* 在衡量人类发展水平时没有考虑到碳排放因素的影响, 若人均净碳排放较高, 实际上会高估鄱阳湖流域人类发展水平。

3.1.3 碳排放敏感性人类发展指数类型的时空演替

在分析鄱阳湖流域 *CHDI* 时空分布的基础上, 下文运用传统马尔科夫链和空间马尔科夫链方法分析 *CHDI* 的时空演替特征。从传统马尔科夫链计算结果来看(表 2), 研究时段内, 除安义县存在由极高人类发展类型向高人类发展类型的向下转移外, 鄱阳湖流域 *CHDI* 类型演变整体表现为向上转移, 也表明 1990—2020 年鄱阳湖流域 *CHDI* 整体提升态势。从类型演替来看, 鄱阳湖流域 *CHDI* 维持原类型的概率为 35.00%, *CHDI* 类型演替呈现一定的路

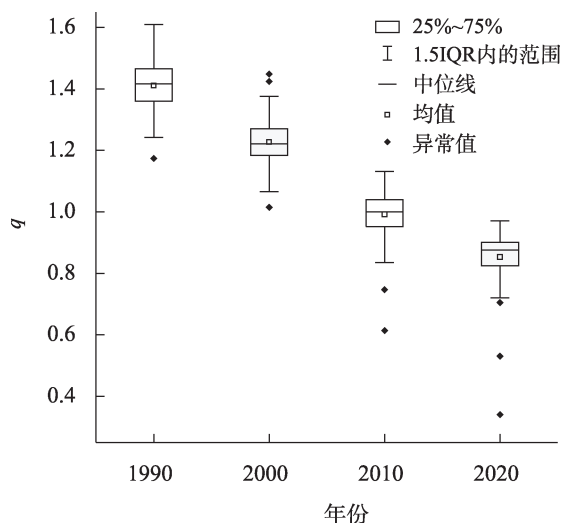


图 3 1990—2020 年鄱阳湖流域 q 值变化

Figure 3 Changes in q -value of sub-basins of Poyang Lake Basin, 1990-2020

2024年8月

表2 1990—2020年鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数类型的马尔可夫转移概率矩阵

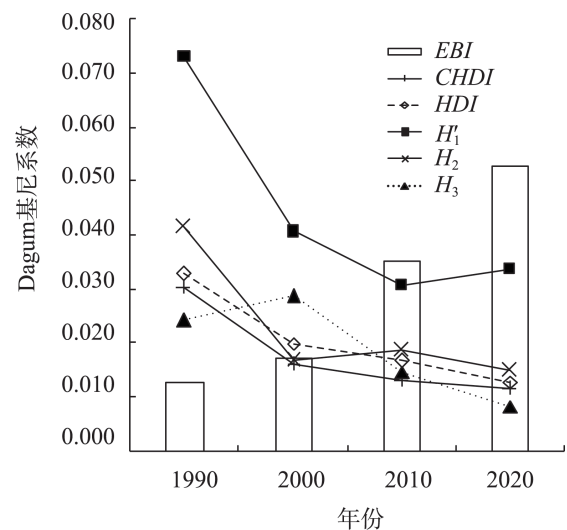
Table 2 Markov transfer probability matrix for carbon-emission-sensitive human development index types of Poyang Lake Basin, 1990-2020

方法	邻域类型	$t/t+1$	县(区)个数	低	中等	高	极高
传统马尔可夫转移概率矩阵	不考虑	低	50	0	1.0000	0.0000	0.0000
		中等	103	0	0.2330	0.7670	0.0000
		高	85	0	0.0000	0.6941	0.3059
		极高	2	0	0.0000	0.5000	0.5000
空间马尔可夫转移概率矩阵	低	低	12	0	1.0000	0.0000	0.0000
		中等	4	0	0.5000	0.5000	0.0000
		高	0	0	0.0000	0.0000	0.0000
		极高	0	0	0.0000	0.0000	0.0000
	中等	低	38	0	1.0000	0.0000	0.0000
		中等	71	0	0.2958	0.7042	0.0000
		高	6	0	0.0000	0.6667	0.3333
		极高	0	0	0.0000	0.0000	0.0000
	高	低	0	0	0.0000	0.0000	0.0000
		中等	28	0	0.0357	0.9643	0.0000
		高	60	0	0.0000	0.6833	0.3167
		极高	1	0	0.0000	0.0000	1.0000
	极高	低	0	0	0.0000	0.0000	0.0000
		中等	0	0	0.0000	0.0000	0.0000
		高	19	0	0.0000	0.7368	0.2632
		极高	1	0	0.0000	1.0000	0.0000

径锁定特征。研究时段内,鄱阳湖流域 $CHDI$ 由低人类发展类型向中等人类发展类型,或由中等人类发展类型向高发展类型演进,抑或由高人类发展类型向极高人类发展类型跃迁,均表现为逐级转变,无跨级变迁。空间马尔科夫链的计算结果也支持这一发现,即 $CHDI$ 类型跃升呈现“近邻”特征(表2)。需要注意的是,从 $CHDI$ 由中等人类发展类型转移的概率来看,若分别与低、中等、高人类发展类型的县域相邻,其向上转移概率依次为 50.00%、70.42%、96.43%,说明鄱阳湖流域 $CHDI$ 类型等级高的县域产生正向溢出的概率更高,体现出 $CHDI$ 类型演替的亲“高”效应。

3.2 碳排放敏感性人类发展指数空间差异演变特征分析

运用 Dagum 基尼系数分析鄱阳湖流域 $CHDI$ 的空间差异及其演变特征。从图4、表3可见,1990—2020年鄱阳湖流域 $CHDI$ 的 Dagum 基尼系数由 0.0302 降至 0.0116,空间差异整体趋于缩小。这一态势也体现在其分项指数上,1990—2020年 H'_1 、 H_2 、

图4 1990—2020年鄱阳湖流域 EBI 、 HDI 、 $CHDI$ 及其分项指数的 Dagum 基尼系数演变Figure 4 Dagum Gini coefficient change of EBI , HDI , $CHDI$, and its sub-indices in Poyang Lake Basin, 1990-2020

H_3 的空间差异整体上均趋于缩小,但 H'_1 的空间差异明显大于 H_2 、 H_3 。

进一步对鄱阳湖流域 $CHDI$ 的 Dagum 基尼系数

表3 1990—2020年鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数的Dagum基尼系数及空间分解

Table 3 Dagum Gini coefficient and spatial decomposition of carbon-emission-sensitive human development index in Poyang Lake Basin, 1990-2020

年份	总体	流域内差异		流域间差异		超变密度	
	基尼系数	基尼系数	贡献率/%	基尼系数	贡献率/%	基尼系数	贡献率/%
1990	0.0302	0.0088	29.22	0.0079	26.08	0.0135	44.70
2000	0.0161	0.0046	28.31	0.0056	35.00	0.0059	36.70
2010	0.0132	0.0036	27.63	0.0038	28.46	0.0058	43.91
2020	0.0116	0.0027	23.59	0.0047	40.03	0.0042	36.38

进行分解,从表3来看,1990—2010年鄱阳湖流域CHDI的超变密度最大,此后随着各流域内差异、超变密度的缩小以及各子流域间差异扩大,2020年子流域间差异成为鄱阳湖流域CHDI空间差异的主要来源。2020年流域间差异的贡献率升至40.03%,表明缩小子流域间差异是促进鄱阳湖流域CHDI空间均衡的关键。

如图5所示,1990—2020年,除饶河流域外,其他子流域CHDI的空间差异均趋于缩小。赣江流域和修河流域CHDI的空间差异降幅最大。抚河流域CHDI的空间差异降幅较小,2020年其空间差异仅小于饶河流域和信江流域。

3.3 碳排放敏感性人类发展指数变化的驱动效应分解

下文应用LMDI方法分析1990—2020年鄱阳湖流域CHDI变化的驱动效应。由表4可见,4种驱动效应叠合的总效应为正,驱动鄱阳湖流域CHDI逐渐提升,但总效应趋弱。分效应比较可知,经济效应是推动1990—2020年鄱阳湖流域CHDI提升的最大驱动力,但2010—2020年有所减弱。技术效应是推动鄱阳湖流域CHDI提升的第二驱动力,其效应稳中有升。环境效应对CHDI则表现为减量效应。社会效应对CHDI也表现为减量效应,表明区域经济增长的社会福祉产出水平仍然偏低^[32],但随着鄱阳湖流域基本公共服务均等化进程不断推进,2010—2020年社会效应对其CHDI提升的减量效应变弱。

从各子流域分效应对CHDI变化的影响来看(表4),1990—2020年5个子流域和鄱阳湖区的总效应均为正值。其中,赣江、抚河、信江、饶河流域总效应较大,鄱阳湖区次之,修河流域最低。从效

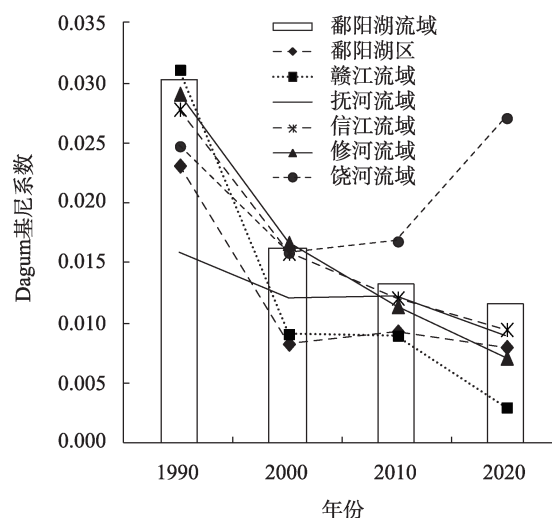


图5 1990—2020年鄱阳湖流域及各子流域碳排放敏感性人类发展指数的Dagum基尼系数演变

Figure 5 Dagum Gini coefficient change of carbon-emission-sensitive human development index in sub-basins of Poyang Lake Basin, 1990-2020

应分解来看,鄱阳湖流域各子流域CHDI提升大多由经济效应和技术效应双轮驱动,环境效应尤其是社会效应均表现为减量效应。

3.4 碳排放敏感性人类发展指数变化的驱动因素分析

3.4.1 模型检验

首先,进行鄱阳湖流域CHDI空间自相关性检验。由表5可见,多数年份Moran's I 显著为正,表明鄱阳湖流域CHDI具有空间自相关性,可应用空间计量模型。其次,对空间计量模型进行判定,根据LM检验结果,模型存在显著的空间误差效应和空间滞后效应,LR检验和Wald检验结果也判定SDM不会退化为SEM或SLM。Hausman检验显示固定效应模型优于随机效应模型,再结合LR联合

表4 鄱阳湖流域及各子流域碳排放敏感性人类发展指数变化的驱动效应分解

Table 4 Decomposition of driving effects of carbon-emission-sensitive human development index changes in Poyang Lake Basin and its sub-basins						
区域	年份	总效应	经济效应	技术效应	环境效应	社会效应
鄱阳湖流域	1990—2000	0.1328	0.3951	0.1315	-0.1315	-0.2623
	2000—2010	0.0853	0.8322	0.1304	-0.1304	-0.7469
	2010—2020	0.0325	0.6463	0.2222	-0.2222	-0.6137
鄱阳湖区	1990—2020	0.2507	1.7423	0.4511	-0.4511	-1.4916
	1990—2000	0.1303	0.3524	-0.0126	0.0126	-0.2221
	2000—2010	0.0828	0.9381	0.2515	-0.2515	-0.8553
	2010—2020	0.0277	0.8091	0.3805	-0.3805	-0.7814
赣江流域	1990—2020	0.2409	1.9245	0.5393	-0.5393	-1.6836
	1990—2000	0.1327	0.4122	0.1469	-0.1469	-0.2795
	2000—2010	0.0851	0.8033	0.1022	-0.1022	-0.7181
	2010—2020	0.0359	0.6024	0.1878	-0.1878	-0.5665
抚河流域	1990—2020	0.2538	1.7017	0.4147	-0.4147	-1.4479
	1990—2000	0.1400	0.3712	0.2756	-0.2756	-0.2312
	2000—2010	0.0817	0.8340	0.0202	-0.0202	-0.7522
	2010—2020	0.0351	0.6340	0.1870	-0.1870	-0.5990
信江流域	1990—2020	0.2568	1.7030	0.4734	-0.4734	-1.4462
	1990—2000	0.1314	0.3939	0.1057	-0.1057	-0.2625
	2000—2010	0.1015	0.9327	0.3018	-0.3018	-0.8311
	2010—2020	0.0252	0.6359	0.2276	-0.2276	-0.6107
修河流域	1990—2020	0.2581	1.8152	0.5801	-0.5801	-1.5571
	1990—2000	0.1229	0.3587	0.1522	-0.1522	-0.2358
	2000—2010	0.0798	0.7299	-0.0171	0.0171	-0.6501
	2010—2020	0.0276	0.7090	0.1882	-0.1882	-0.6813
饶河流域	1990—2020	0.2303	1.6728	0.3113	-0.3113	-1.4425
	1990—2000	0.1448	0.4559	0.1442	-0.1442	-0.3110
	2000—2010	0.0771	0.7630	0.1340	-0.1340	-0.6859
	2010—2020	0.0335	0.5478	0.2041	-0.2041	-0.5143
	1990—2020	0.2554	1.6508	0.4516	-0.4516	-1.3953

表5 模型检验

Table 5 Tests for models					
检验	统计量	<i>p</i> 值	检验	统计量	<i>p</i> 值
1990年 Moran's <i>I</i>	0.184	0.008	LR test: Spatial lag	50.660	0.000
2000年 Moran's <i>I</i>	0.091	0.161	LR test: Spatial error	61.950	0.000
2010年 Moran's <i>I</i>	0.217	0.002	Wald test: Spatial lag	40.750	0.000
2020年 Moran's <i>I</i>	0.281	0.000	Wald test: Spatial error	43.700	0.000
LM test: Spatial error	163.015	0.000	Hausman test	111.010	0.000
Robust LM test: Spatial error	13.262	0.000	LR test: 个体固定效应	38.260	0.000
LM test: Spatial lag	233.936	0.000	LR test: 时间固定效应	170.420	0.000
Robust LM test: Spatial lag	84.182	0.000			

检验结果,本文选择双固定效应的空间杜宾模型。

3.4.2 回归结果分析

从表6列(1)中回归结果来看,空间自相关系数

ρ 显著为正,表明邻近县域 *CHDI* 水平对本县域 *CHDI* 提升具有正向影响。其中,地均夜间灯光亮度的回归系数最大,且通过了1%的显著性水平检

表6 回归结果

Table 6 Regression results

变量	lnCHDI			
	SDM	直接效应	空间溢出效应	总效应
lnLigr	0.0351*** (0.0057)	0.0347*** (0.0057)	-0.0093 (0.0125)	0.0254* (0.0136)
lnSecInd	0.0219*** (0.0082)	0.0203** (0.0085)	-0.0190 (0.0237)	0.0013 (0.0277)
lnTerInd	0.0262*** (0.0078)	0.0250*** (0.0083)	-0.0129 (0.0252)	0.0121 (0.0285)
lnFpc	0.0223** (0.0090)	0.0204** (0.0089)	-0.0218 (0.0260)	-0.0014 (0.0287)
lnUrb	0.0243*** (0.0058)	0.0264*** (0.0056)	0.0236 (0.0146)	0.0501*** (0.0165)
lnPop	-0.0960*** (0.0173)	-0.0914*** (0.0169)	0.0770 (0.0568)	-0.0144 (0.0614)
lnEI	-0.0097*** (0.0034)	-0.0093*** (0.0031)	0.0075 (0.0055)	-0.0017 (0.0053)
lnTec	0.0008 (0.0005)	0.0009 (0.0005)	0.0008 (0.0016)	0.0016 (0.0019)
ρ	0.3660*** (0.0708)			
σ^2	0.0004*** (0.0000)			
R^2	0.8005			

***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.10$ 。括号中为稳健的标准误,下同。

验,表明经济增长是促进鄱阳湖流域CHDI提升的首要因素,这支持了前文经济效应是CHDI变化的首要驱动力的结论。但与朱莉等^[13]基于省份得出的城镇化是促进人类发展水平提升的首要因素的结论不同,这可能是由于鄱阳湖流域作为欠发达地区,其人类发展水平提升仍主要依赖经济发展。第二产业占比、第三产业占比的回归系数显著为正,表明产业结构升级促进了鄱阳湖流域CHDI提高。根据罗斯托的经济发展阶段论,产业结构升级伴随着居民更高生活需要的满足,第三产业对提高居民生活水准的作用比第二产业更显著^[33]。人均公共财政支出、城镇化率的回归系数显著为正,随着人口向城镇流动,公共服务领域财政支出增加,鄱阳湖流域居民得到更好的医疗、教育等公共服务,有助于其CHDI提升^[33]。能源强度的回归系数显著为负,表明技术进步促进经济发展与碳基能源消费的

脱钩,有利于CHDI提升^[34]。百万人专利申请授权数的回归系数为正却不显著,表明创新对CHDI的促进作用尚不显著,对于其一些县域而言,可能存在专利转化机制不完善或专利申请授权非“绿色偏向”倾向^[35]。人口密度的回归系数显著为负,这可能与人口集聚带来的人均资源占有率低有关^[36]。

鉴于空间杜宾模型包含空间滞后项,模型回归系数包含了本县域对邻近县域被解释变量的影响,利用偏微分方法将总效应分解为直接效应和空间溢出效应,结果见表6。地均夜间灯光亮度指标的直接效应显著为正,说明经济发展水平较高县域依托经济优势增进本地人类福祉,但对邻近县域人力资源、经济资本产生“虹吸效应”,使其空间溢出效应为负。第二产业占比、第三产业占比的直接效应显著为正,空间溢出效应为负,原因可能在于依托工业园区建设的鄱阳湖流域产业扩散效应较弱,但对邻近地区人力资本等生产要素产生较强的“虹吸效应”。人均公共财政支出的直接效应显著为正,表明各县域发挥投资效应和生产效应提升了CHDI,但由于县域间公共服务同质化或户籍隐形壁垒等,人均公共财政支出对邻近县域CHDI的空间溢出效应为负。城镇化率的直接效应和总效应均显著为正,表明城镇化对鄱阳湖流域CHDI提升具有明显的促进作用。城镇化优化了资源配置,推动基础设施和公共服务改善,增多社会机会,带动了人类福祉改善^[33]。人口密度的直接效应显著为负,而空间溢出效应为正,究其原因,可能是本地人口集聚使其人均资源占有率下降,而人口外流地区的人均资源占有率却相对提升。能源强度、百万人专利申请授权数的空间溢出效应为正但不显著,这或与知识溢出的有限性和滞后性有关^[23,36]。

3.4.3 稳健性检验

本文应用更换空间权重矩阵、增加解释变量和替换核心被解释变量等方式进行稳健性检验,结果见表7。列(1)为将地理邻接权重矩阵替换为地理距离权重矩阵^[30]的结果。列(2)为增加解释变量——人均住户储蓄存款余额(Hsp)的结果,反映其对CHDI的影响。另外,本文将被解释变量CHDI替换为人类发展指数(HDI)和几何平均法计算的碳排

2024年8月

表7 稳健性检验

Table 7 Robustness tests

变量	(1) lnCHDI	(2) lnCHDI	(3) lnHDI	(4) lnCHDI'
lnLigr	0.0333*** (0.0056)	0.0248*** (0.0057)	0.0251*** (0.0054)	0.0492*** (0.0066)
lnSecInd	0.0219** (0.0087)	0.0178** (0.0078)	0.0298*** (0.0078)	0.0236** (0.0095)
lnTerInd	0.0239*** (0.0081)	0.0221*** (0.0074)	0.0211*** (0.0074)	0.0263*** (0.0090)
lnFpc	0.0144 (0.0091)	0.0135 (0.0087)	0.0354*** (0.0085)	0.0240** (0.0104)
lnUrb	0.0245*** (0.0059)	0.0191*** (0.0058)	0.0318*** (0.0055)	0.0283*** (0.0067)
lnPop	-0.0889*** (0.0178)	-0.0826*** (0.0166)	-0.0522*** (0.0164)	-0.1310*** (0.0201)
lnEI	-0.0090*** (0.0035)	-0.0090*** (0.0032)	-0.0166*** (0.0032)	-0.0136*** (0.0040)
lnTec	0.0008 (0.0006)	0.0007 (0.0005)	0.0002 (0.0005)	0.0014** (0.0006)
lnHsp		0.0407*** (0.0087)		
ρ	0.5780*** (0.1820)	0.4050*** (0.0682)	0.2950*** (0.0740)	0.3340*** (0.0730)
σ^2	0.0004*** 0.0000	0.0003*** 0.0000	0.0003*** 0.0000	0.0005*** 0.0000

放敏感性人类发展指数(CHDI')进行稳健性检验^[11],结果见列(3)(4)。可以看到,空间杜宾模型回归结果相关系数方向、显著性与前文基本一致,说明本文回归结果具有较好的稳健性。

3.4.4 异质性分析

再从空间异质性视角分析各子流域CHDI变化的主要驱动因素。如表8所示,赣江流域、饶河流域的各回归系数与表6列(1)总体样本较一致。需要说明的是,修河流域人均公共财政支出的回归系数显著为负,这可能与其公共财政支出结构有关,尤其是修河流域铜鼓县2020年教育支出和卫生健康支出仅占其公共财政支出总额的21.38%,明显低于同期鄱阳湖流域平均水平。抚河流域、信江流域、修河流域第二产业占比、第三产业占比的回归系数显著为负,这可能由于其产业以传统制造业和低端服务业为主,同时还面临经济成果的社会共享水平低及高碳排放等问题,均不利于其CHDI提升。

4 结论与政策建议

4.1 结论

本文首次构建了碳排放敏感性人类发展指数(CHDI),对1990—2020年鄱阳湖流域CHDI的空间差异演变特征及驱动机制进行了分析,主要研究结

表8 异质性分析

Table 8 Heterogeneity analyses

	鄱阳湖区	赣江流域	抚河流域	信江流域	修河流域	饶河流域
lnLigr	0.0751*** (0.0181)	0.0045 (0.0083)	-0.0117** (0.0052)	-0.0052 (0.0252)	0.0854*** (0.0027)	0.0048 (0.0086)
lnSecInd	0.0365 (0.0375)	0.0336*** (0.0113)	-0.0424*** (0.0113)	-0.0845*** (0.0280)	-0.1490*** (0.0092)	0.0445*** (0.0167)
lnTerInd	0.0583 (0.0461)	0.0408*** (0.0119)	-0.0572*** (0.0081)	-0.0892*** (0.0244)	-0.0197*** (0.0055)	0.0459 (0.0304)
lnFpc	-0.0263 (0.0386)	0.0116 (0.0143)	0.1810*** (0.0311)	0.0689*** (0.0231)	-0.2280*** (0.0107)	0.0810*** (0.0100)
lnUrb	-0.0006 (0.0431)	0.0410*** (0.0070)	0.1540*** (0.0181)	0.0367** (0.0171)	0.0451*** (0.0056)	0.0741*** (0.0166)
lnPop	-0.1890*** (0.0458)	-0.0467** (0.0210)	0.3220** (0.1290)	-0.2020*** (0.0604)	0.0074 (0.0073)	-0.0645* (0.0374)
lnEI	-0.0125 (0.0116)	-0.0079 (0.0049)	0.0494*** (0.0107)	-0.0067 (0.0087)	0.0367*** (0.0025)	-0.0041 (0.0067)
lnTec	-0.0046* (0.0024)	0.0013* (0.0007)	-0.0071*** (0.0011)	-0.0023 (0.0018)	-0.0022*** (0.0005)	-0.0075*** (0.0023)

论如下:

(1)鄱阳湖流域低碳人类发展水平大幅提高,整体上由低人类发展水平向高人类发展水平跨越,但其增速放缓。2010年和2020年,碳排放因素对鄱阳湖流域人类发展指数的“惩罚”明显加剧。与此同时,鄱阳湖流域低碳人类发展水平的空间差异趋于缩小,这主要源于各流域内部人类低碳发展差异稳步缩小。

(2)鄱阳湖流域碳排放敏感性人类发展指数类型演替均为逐级而非跨级跃迁,具有路径依赖特征。碳排放敏感性人类发展指数类型等级高的县域产生正向溢出的概率更高,县域碳排放敏感性人类发展指数类型演替呈现亲“高”倾向。

(3)鄱阳湖流域CHDI提升主要由经济效应和技术效应驱动,环境效应、社会效应均表现为减量效应。空间计量分析得出,富裕程度提升、公共财政支出增加有助于提升本地CHDI,但对邻近县域产生“虹吸效应”,空间溢出效应为负。城镇化对本地和邻近县域CHDI提升都具有促进作用。人口密度对本地CHDI提升具有显著负向作用,对邻近县域CHDI的影响为正但不显著。而技术进步有利于鄱阳湖流域CHDI提高,产业结构升级带动了本地CHDI提升却抑制了邻近县域CHDI改善。鄱阳湖流域各子流域CHDI提升的驱动因素存在明显的空间异质性。

4.2 政策建议

基于本文研究结论,提出如下政策建议:

(1)着力缩小鄱阳湖流域各子流域间的人类低碳发展差距。针对各子流域制定人类低碳发展导向的生态文明差异化考核和激励政策,深入推进鄱阳湖流域基本公共服务均等化。应关注鄱阳湖区的南昌县、新建区等碳排放敏感性人类发展指数低且存在路径依赖的地区,支持安义县、芦溪县等碳排放敏感性人类发展指数较高的县(区)实现低碳人类发展类型跨级提升,发挥其空间溢出效应,带动鄱阳湖流域人类发展水平整体提高。

(2)夯实经济增长对提升鄱阳湖流域人类低碳发展水平的驱动作用。建议因地制宜抓好江西省生态文明试验区建设,结合江西省“1269”重点产业

链群行动,尤其关注抚河流域、信江流域、修河流域经济发展方式转变。既要培育发展和布局清洁能源、节能环保等新兴产业和未来产业,大力推进产业生态化和生态产业化,促进产业结构升级;还要进一步完善专利转化机制,加大科技投入和“绿色偏向型”创新的政策支持,推进鄱阳湖流域降碳减污扩绿增长。

(3)激发社会效应在提升鄱阳湖流域人类低碳发展水平方面的潜力。优化政府公共财政支出结构,加快公共财政支出向教育、医疗健康等民生领域倾斜,特别要加大修河流域县域民生财政投入,巩固民生财政的生产效应。还应根据不同县区发展阶段与水平,创新非基本公共产品和服务供给方式,制定差异化的县域公共产品供给方案,深化县际公共服务互通共享机制。推进以人为本的新型城镇化建设,缩小鄱阳湖流域城乡教育水平和卫生投入差距。

参考文献(References):

- [1] 田向利. 经济增长与社会发展理念的演进: 从GDP、HDI、GGDP概念的应用看人类发展观的变革[J]. 经济动态, 2003, (12): 16-17. [Tian X L. The evolution of economic growth and social development concepts: Changes in human development concepts from the application of GDP, HDI, and GGDP concepts[J]. Economic Perspectives, 2003, (12): 16-17.]
- [2] 王圣云, 韩亚杰, 任慧敏, 等. 中国省域生态福利绩效评估及其驱动效应分解[J]. 资源科学, 2020, 42(5): 840-855. [Wang S Y, Han Y J, Ren H M, et al. Evaluation of provincial ecological well-being performance and its driving effect decomposition in China [J]. Resources Science, 2020, 42(5): 840-855.]
- [3] 潘家华. 人文发展分析的概念构架与经验数据: 以对碳排放空间的需求为例[J]. 中国社会科学, 2002, (6): 15-25. [Pan J H. A conceptual framework for understanding human development potential: With empirical analysis of global demand for carbon emissions[J]. Social Sciences in China, 2002, (6): 15-25.]
- [4] 阿马蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002. [Amartya Sen. Development as Freedom[M]. Beijing: China Renmin University Press, 2002.]
- [5] 李晓西, 刘一萌, 宋涛. 人类绿色发展指数的测算[J]. 中国社会科学, 2014, (6): 69-95. [Li X X, Liu Y M, Song T. Calculation of the green development index[J]. Social Sciences in China, 2014, (6): 69-95.]
- [6] Wang S Y, Ren H M, Liang L W, et al. The effect of economic

2024年8月

- development on carbon intensity of human well-being: Evidence from spatial econometric analyses[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, DOI: 10.1016/j.jclepro.2022.132632.
- [7] 王圣云. 中国人类福祉变化的驱动效应及时空分异[J]. *地理科学进展*, 2016, 35(5): 632–643. [Wang S Y. Driving factors and spatiotemporal differentiation of human well-being change in China[J]. *Progress in Geography*, 2016, 35(5): 632–643.]
- [8] 联合国发展计划署. 2021/2022年人类发展报告[R]. 纽约: 联合国开发计划署, 2021. [United Nations Development Programme. *Human Development Report 2021/2022*[R]. New York: United Nations Development Programme, 2021.]
- [9] Jiang M, Behrens P, Lyu L, et al. Additional north-south differences in China revealed by the planetary pressure-adjusted human development index[J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2023, DOI: 10.1016/j.resconrec.2023.107191.
- [10] 张红历, 秦志龙, 董春, 等. 2000–2017年中国人文发展水平及其时空异质性研究[J]. *中国软科学*, 2022, (3): 88–98. [Zhang H L, Qin Z L, Dong C, et al. Research on the level of human development and its spatial-temporal heterogeneity in China from 2000 to 2017[J]. *China Soft Science*, 2022, (3): 88–98.]
- [11] 任栋, 曹改改, 龙思瑞. 基于人类发展指数框架的中国各地社会发展协调度分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38(6): 88–106. [Ren D, Cao G G, Long S R. Analysis of the coordination degree of social development in China based on the framework of HDI[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 2021, 38(6): 88–106.]
- [12] Liu C J, Tu J W, He Y. Measurement of China's human development index and analysis of its influencing factors from the perspective of new development concept[J]. *Social Indicators Research*, 2023, 167(1): 213–268.
- [13] 朱莉, 刘呈军, 彭刚. 中国地区人类发展水平的时空演变与决定因素: 基于新发展理念扩展研究[J]. *财经科学*, 2021, (10): 98–111. [Zhu L, Liu C J, Peng G. The spatial-temporal evolution and determinants of human development level in China: Based on an extended study of New Development Philosophy[J]. *Finance & Economics*, 2021, (10): 98–111.]
- [14] 张帅, 诸大建, 陈海云, 等. 人类发展评估的三个阶段和基于“地球边界”的新指数[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(9): 143–153. [Zhang S, Zhu D J, Chen H Y, et al. Three stages of human development evaluation and a new index based on “planetary boundaries” [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2021, 31(9): 143–153.]
- [15] de la Vega M C L, Urrutia A M. HDPI: A framework for pollution-sensitive human development indicators[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2001, 3(3): 199–215.
- [16] 李晶, 王海星. 生态敏感的中国区域人类发展指数构建及空间收敛性研究[J]. *西北人口*, 2020, 41(4): 27–37. [Li J, Wang H X. Ecologically-sensitive China regional human development index construction and spatial convergence research[J]. *Northwest Population Journal*, 2020, 41(4): 27–37.]
- [17] 尚丽君, 廖花妹, 涂浙, 等. 鄱阳湖流域1960–2018年极端气温变化及其与大气环流的关系[J]. *长江流域资源与环境*, 2021, 30(1): 160–171. [Shang L J, Liao H M, Tu Z, et al. Variations of temperature extremes in Poyang Lake Basin and its association with atmospheric circulation[J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2021, 30(1): 160–171.]
- [18] 张范婷. 鄱阳湖流域人类发展指数空间差异演变及其驱动机制研究[D]. 南昌: 南昌大学, 2023. [Zhang F T. *Research on the Spatial Differences and Evolution of the Human Development Index and Its Driving Mechanism in the Poyang Lake Basin*[D]. Nanchang: Nanchang University, 2023.]
- [19] 王广州. 中国人口平均预期寿命预测及其面临的问题研究[J]. *人口与经济*, 2021, (6): 22–39. [Wang G Z. Research on the prediction and its problems of life expectancy of Chinese population[J]. *Population & Economics*, 2021, (6): 22–39.]
- [20] 杨泽祥, 赵萍, 王欣. 中国2000年和2010年人口生命表编制与分析: 基于全国第五、六次人口普查数据的应用[J]. *云南财经大学学报(社会科学版)*, 2012, 27(5): 67–69. [Yang Z X, Zhao P, Wang X. The compilation and analysis of China's 2000 and 2010 population life tables based on the applications of the 5th and 6th Nationwide Population Census Data[J]. *Yunnan Finance & Economics University Journal of Economics & Management*, 2012, 27(5): 67–69.]
- [21] 黄怀玉, 龚直文. 格网尺度的重庆市碳补偿研究: 基于土地利用视角[J]. *资源科学*, 2023, 45(12): 2358–2371. [Huang H Y, Gong Z W. Grid scale measurement of carbon compensation in Chongqing City: Based on the perspective of land use[J]. *Resources Science*, 2023, 45(12): 2358–2371.]
- [22] Chen J D, Gao M, Cheng S L, et al. County-level CO₂ emissions and sequestration in China during 1997–2017[J]. *Scientific Data*, 2020, DOI: 10.1038/s41597-020-00736-3.
- [23] 王少剑, 谢紫寒, 王泽宏. 中国县域碳排放的时空演变及影响因素[J]. *地理学报*, 2021, 76(12): 3103–3118. [Wang S J, Xie Z H, Wang Z H. The spatiotemporal pattern evolution and influencing factors of CO₂ emissions at the county level of China [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(12): 3103–3118.]
- [24] 李硕硕, 李汝资, 刘耀彬, 等. 环鄱阳湖区县城城镇化对碳收支平衡的影响[J]. *地理研究*, 2023, 42(8): 2245–2263. [Li S S, Li R Z, Liu Y B, et al. Impact of urbanization on carbon balance in the Poyang Lake region[J]. *Geographical Research*, 2023, 42(8): 2245–2263.]
- [25] 王正, 周侃, 樊杰, 等. 市-县尺度能源消费碳排放核算方法研

- 究进展[J]. 地理科学进展, 2023, 42(7): 1406–1419. [Wang Z, Zhou K, Fan J, et al. Progress of research on energy-related carbon emission accounting methods at the prefectural and county levels[J]. Progress in Geography, 2023, 42(7): 1406–1419.]
- [26] 丁也璐, 赵娜娜, 黎明, 等. 陕北农田作物生产的碳源/汇及碳足迹空间特征分析[J]. 生态学报, 2024, 44(11): 4574–4583. [Ding Y L, Zhao N N, Li M, et al. Carbon source/sink and carbon footprint estimation for field crop production and spatial characterization in Northern Shaanxi Province[J]. Acta Ecologica Sinica, 2024, 44(11): 4574–4583.]
- [27] 赵宏波, 谷天顺, 孙东琪, 等. “三生”功能视角下黄河流域城市人居环境动态演变与机制[J]. 地理学报, 2023, 78(12): 2973–2999. [Zhao H B, Gu T S, Sun D Q, et al. Dynamic evolution and influencing mechanism of urban human settlements in the Yellow River Basin from the perspective of “production-living-ecological” function[J]. Acta Geographica Sinica, 2023, 78(12): 2973–2999.]
- [28] 杨一单, 姚成胜, 高云鹏, 等. 中国口粮自给率的区域非均衡特征及空间收敛[J]. 资源科学, 2024, 46(4): 786–800. [Yang Y D, Yang C S, Gao Y P, et al. Regional non-equilibrium characteristics and spatial convergence of China’s self-sufficiency rate of rations[J]. Resources Science, 2024, 46(4): 786–800.]
- [29] 王圣云, 姜婧. 中国人类发展指数(HDI)区域不平衡演变及其结构分解[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(4): 85–106. [Wang S Y, Jiang J. Evolution and structural decomposition of regional differences in China’s human development index (HDI) [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2020, 37(4): 85–106.]
- [30] 张佰发, 苗长虹, 冉钊, 等. 核心-边缘视角下的黄河流域县域经济差异研究[J]. 地理学报, 2023, 78(6): 1355–1375. [Zhang B F, Miao C H, Ran Z, et al. Economic differences among counties in the Yellow River Basin from the core-periphery perspective[J]. Acta Geographica Sinica, 2023, 78(6): 1355–1375.]
- [31] 鲍丙飞, 张利国, 雷绪斌, 等. 经济发展新格局背景下粮食绿色技术效率影响因素分析: 以鄱阳湖流域为例[J]. 经济地理, 2022, 42(7): 185–194. [Bao B F, Zhang L G, Lei X B, et al. Analysis on the influencing factors of green grain technology efficiency under the background of new pattern economic development: Taking the Poyang Lake Basin as an example[J]. Economic Geography, 2022, 42(7): 185–194.]
- [32] 诸大建, 刘国平. 基于碳排放的中国人文发展效应分析[J]. 经济问题探索, 2011, (4): 29–34. [Zhu D J, Liu G P. Research on effect of China’s human development based on carbon emissions [J]. Inquiry into Economic Issues, 2011, (4): 29–34.]
- [33] 刘润, 张杰, 蔡思怡, 等. 长江中游城市群新型城镇化与城市居民生活质量耦合协调关系研究[J]. 长江流域资源与环境, 2023, 32(7): 1349–1364. [Liu R, Zhang J, Cai S Y, et al. Study on coupling coordination relationship between new urbanization and urban residents’ quality of life in urban agglomeration of middle reaches of Yangtze River[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2023, 32(7): 1349–1364.]
- [34] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展: 基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46–69. 4. [Shao S, Fang M T, Yang L L. Economic restructuring, green technical progress, and low-carbon transition development in China: An empirical investigation based on the overall technology frontier and spatial spillover effect[J]. Journal of Management World, 2022, 38(2): 46–69, 4.]
- [35] 王圣云, 段练成. 中国生态福利绩效时空格局演变及其驱动效应分析[J]. 地理科学进展, 2023, 42(4): 617–628. [Wang S Y, Duan L C. Evolution of spatio-temporal patterns of ecological well-being performance in China and its driving effects[J]. Progress in Geography, 2023, 42(4): 617–628.]
- [36] 郑瑞婧, 程钰. 黄河流域创新要素集聚对碳排放效率的影响研究[J]. 地理研究, 2024, 43(3): 577–595. [Zheng R J, Cheng Y. Impacts of innovation factor agglomeration on carbon emission efficiency in the Yellow River Basin[J]. Geographical Research, 2024, 43(3): 577–595.]

Spatial differences and driving mechanism of carbon-emission-sensitive human development index in Poyang Lake Basin

WANG Shengyun^{1,2}, PAN Liuxin², LIU Junli²

(1. Research Center of the Central China for Economic and Social Development, Nanchang University, Nanchang 330031, China;

2. School of Economics and Management, Nanchang University, Nanchang 330031, China)

Abstract: [Objective] Reducing carbon emissions while continuously improving the level of human well-being is the core connotation of human development. This study analyzed the spatial differences and driving mechanism of carbon-emission-sensitive human development index in Poyang Lake Basin, in an attempt to provide a theoretical basis for promoting the level of human well-being under the dual-carbon goals. [Methods] By incorporating the per capita net carbon emission index, this study constructed the carbon-emission-sensitive human development index (CHDI). Spatial Markov chain, Dagum Gini coefficient, LMDI method, and spatial Durbin model were used to analyze the spatial difference change of carbon-emission-sensitive development index in Poyang Lake Basin from 1990 to 2020. [Results] (1) The carbon-emission-sensitive development index of the Poyang Lake Basin increased from 0.5415 in 1990 to 0.7922 in 2020, realizing the leap from medium human development level to high human development level. (2) From 1990 to 2020, the spatial differences of carbon-emission-sensitive human development index in Poyang Lake Basin tended to shrink as a whole, intra-sub-basin differences shrank steadily, and the differences between the sub-basins decreased first and then increased. Narrowing the gaps between the sub-basins is the key to alleviate the spatial differences of human development level in Poyang Lake Basin. (3) The improvement of carbon-emission-sensitive human development index in Poyang Lake Basin was mainly driven by economic effect and technology effect, while social effect and environmental effect showed declining trends. (4) The regression results of the spatial econometric model show that increasing affluence, upgrading industrial structure, increasing public financial expenditures, and urbanization had a significant contributing effect on the enhancement of human development level in the Poyang Lake Basin, urbanization had a contributing effect on the enhancement of CHDI both locally and in the neighboring counties, while increasing energy intensity and population density had significant negative effects. [Conclusion] From 1990 to 2020, the low-carbon human development in Poyang Lake Basin tended to be balanced in the process of moving towards high human development. Narrowing the differences between the sub-basins and strengthening the dual-wheel drive of economic and technological effects are the focal points to further promote the balanced development of human well-being in Poyang Lake Basin.

Key words: human development index; human well-being; Dagum Gini coefficient; spatial Durbin model; net carbon emissions; Poyang Lake Basin