

徐晔,喻家驹,杨聪. 长三角地区城市绿色发展福利的时空差异与驱动因素研究[J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2022, 46(2): 180-189.

XU Ye, YU Jiaju, YANG Cong. The temporal and spatial differentiation and driving factors of urban green development welfare in Yangtze River Delta Region [J]. Journal of Jiangxi Normal University(Natural Science), 2022, 46(2): 180-189.

文章编号:1000-5862(2022)02-0180-10

长三角地区城市绿色发展福利的 时空差异与驱动因素研究

徐 晔,喻家驹,杨 聪

(江西财经大学统计学院,江西 南昌 330013)

摘要:该文运用 Dagum 基尼系数与面板分位数回归模型对 2010—2017 年的长三角地区 41 个城市的绿色发展福利时空差异与驱动因素进行研究. 研究表明:长三角地区城市绿色发展福利水平总体呈波动下降趋势,各区域间呈现出三极化格局,其区域间差距是影响总体差距的最主要来源;各类因素对不同水平的城市绿色发展福利存在显著差异,在低水平城市中,经济发展与产业结构是促进绿色发展福利水平上升的主要因素,2 者与环境规制的交互作用均显著为正;在高水平城市中,经济发展与环境规制是促进绿色发展福利水平上升的关键因素,环境规制与经济发展、产业结构交互项显著为负,其与社会福利交互作用不显著.

关键词:长三角地区;绿色发展福利;时空差异;驱动因素

中图分类号:F 224.0;F 062.2 **文献标志码:**A **DOI:**10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2022.02.10

0 引言

2019 年,《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》定位长江三角洲城市群为中国经济发展最具活力、开放程度最高、创新能力最强、吸纳外来人口最多的城市群之一,它在国家现代化建设布局 and 全方位开放格局中具有举足轻重的战略发展地位. 长三角地区城市群在经济迅速发展的同时仍伴随着诸多可持续发展问题,如环境污染加剧、要素资源趋紧、经济差距加大等,并且出现了社会福利与经济增长不协调或“脱钩”的低福利式经济增长现象. 因此,迫切需要构建一套合理、可操作的并包含社会、经济、环境 3 者的城市绿色发展福利水平评价指标体系,并深入分析城市绿色发展福利水平的时空差异与影响因素,这对于促进长三角地区生态绿色一体化发展具有重要的理论和现实意义.

绿色发展福利是由钟水映等^[1]于 2017 年提出的,是在绿色发展理念下结合 H. E. Daly 等^[2]对生

态福利绩效的定义,将绿色发展福利增长速度推导为脱钩指数与 GDP 增长速度的乘积,以人类发展指数作为绿色发展福利的判别标准. 国内外学者的研究主要集中于生态福利绩效、绿色发展理论内涵与指标体系构建方面:(i)对于生态福利绩效的研究,学者们主要是用来衡量一个国家^[3]、省份^[4]或城市^[5]等不同层面的可持续发展能力,研究运用人类发展指数与生态足迹相结合的评价方法或采用 DEA 模型,以资源能源环境消耗作为投入指标,以生态足迹、人类发展指数或经济增长等作为产出指标来进行生态福利绩效评价.(ii)对于绿色发展理论的研究,学者们主要结合绿色经济发展开展相关分析,H. E. Daly 等^[2]、诸大建^[6]等关注了绿色经济的研究,认为绿色经济的发展可以促进与环境恶化脱钩的经济增长. 程钰等^[7]基于绿色发展战略理论分别将绿色发展划分为 3 个维度来分析绿色发展理论的本质特征和内在要求.(iii)对于绿色发展水平指标体系构建与测算的研究,国外学者已经形成了一些比较成熟的评价测算指标体系,如 E. K. Satbyul

收稿日期:2021-09-15

基金项目:国家社会科学基金重大招标课题(19ZDA121),国家自然科学基金(72163008,71773041,71973055),教育部人文社会科学研究一般课题(21YJA790069),江西省自然科学基金(20192BAA208010),江西省社会科学基金(19YJ15)和江西省教育厅科技课题(GJJ190248)资助项目.

作者简介:徐 晔(1962—),女,江西南昌人,教授,博士生导师,主要从事数量经济学研究. E-mail: xuye_525@163.com

等^[8]、T. Sueyoshi^[9]等采用的经合组织(OECD)的DPSIR 评价体系、联合国环境规划署(UNEP)的3 系统模型等;国内学者的研究主要从国家级^[10]、省级^[11]、市级^[12-14]等3 个层面来进行绿色发展水平的测算与分析;而对于绿色发展水平指标体系的构建研究,有些学者基于中国的绿色发展理论,从绿色增长、福利、财富等方面进行构建^[15],有些学者基于经济、环境、社会3 个层面开展绿色发展水平的指标体系构建^[16]。

综上所述,对生态福利绩效、绿色发展指数的评价指标体系构建、测算的研究已经取得了一定成果,但是基于生态福利绩效与绿色发展理论相结合,构建涵盖自然系统、经济系统、社会系统的绿色发展评价指标体系研究的成果较少;长三角地区作为中国经济高质量发展最活跃的区域之一,肩负着加快促进城市生态绿色一体化发展的重任,但是目前缺乏对长三角地区生态绿色均衡发展的综合研究。鉴于此,本文结合生态福利绩效和绿色发展理论进行拓展,构建了衡量生态绿色一体化发展的城市绿色发展福利评价指标体系,这对丰富和补充传统绿色发展评价指标体系具有重要的理论意义。本文采用改进熵权法测算了2010—2017 年的长三角地区41 个城市的绿色发展福利水平,运用 Dagum 基尼系数解析绿色发展福利时空差异演化特征及差异来源,并

通过面板分位数回归模型分析社会、经济、环境等因素的影响效应与调节效应,以期合理反映长三角地区生态绿色一体化发展状况,为进一步加快生态绿色一体化发展,进而全面推动长三角地区高质量发展提供参考。

1 长三角地区城市绿色发展福利测度

长三角地区作为中国经济高质量发展最为活跃的区域之一,2019 年长三角地区经济增长稳中有进,结构质量持续优化,其经济总量约占全国的23.6%。但长期以来的粗放型经济增长模式对区域资源、环境造成巨大的生态压力,面临地区间经济差距加大、多种污染物交叉污染等巨大挑战,成为长三角地区生态绿色一体化发展最尖锐的问题之一,如何减轻生态环境压力并推动长三角地区生态绿色一体化发展是城市实现高质量发展的重要抓手。

1.1 指标体系构建与数据来源

基于钟水映等^[1]对省际绿色发展福利测量与评价分析可知:绿色发展福利增长速度仅被推导为脱钩指数与 GDP 增长速度的乘积,这种评价指标体系过于简单,因此本文结合生态福利绩效、绿色发展理论等对绿色发展福利评价指标体系构建进行拓展(见表1),主要有如下2 个方面:

表 1 绿色发展福利指标体系

1 级指标	2 级指标	3 级指标	属性	3 级指标含义
绿色经济 发展	绿色经 济发展	人均工业增加值/(万元·人 ⁻¹)	+	工业增加值/常住人口数
		单位土地面积地区生产总值/(亿元·km ⁻²)	+	地区生产总值/总土地面积
		第三产业增加值占比/%	+	第三产业增加值/总增加值
		R&D 经费支出占地区生产总值比例/%	+	R&D 经费支出/地区生产总值
		单位地区生产总值能耗/(tce·万元 ⁻¹)	-	能源消耗/地区生产总值
	绿色资产	单位地区生产总值耗电量/(kW·h·万元 ⁻¹)	-	耗电总量/地区生产总值
		建筑面积绿化覆盖率/%	+	绿化种植垂直投影面积/总面积
		人均绿地面积/(hm ² ·人 ⁻¹)	+	绿地面积/常住人口数
		污水处理率/%	+	污水处理量/污水排放总量
		单位地区生产总值二氧化硫排放量/(t·亿元 ⁻¹)	-	二氧化硫排放量/地区生产总值
绿色环境 支持	绿色环 境支持	单位地区生产总值废水排放量/(t·亿元 ⁻¹)	-	废水排放量/地区生产总值
		一般工业固体废物综合利用率/%	+	固体废物综合利用率/固体废物总量
		高龄人口比例/%	+	65 岁以上人口总数/常住人口数
		高等教育人口比例/%	+	高等教育人口总数/常住人口数
		高中毛入学率/%	+	普通高中招生数/普通初中毕业生数
	绿色福利	人均可支配收入/(元·人 ⁻¹)	+	居民自由支配的总收入/常住人口数
		人均二氧化硫排放量/(t·人 ⁻¹)	-	二氧化硫排放量/常住人口数
		人均工业烟尘排放量/(t·人 ⁻¹)	-	工业烟(粉)尘排放量/常住人口数
		农用作肥施用量/万 t	-	实际用于农业生产的化肥数量
		水资源综合生产能力/(10 ⁴ m ³ ·d ⁻¹)	+	水资源生产总量/全年总天数
绿色福利 环境绩 效指数	环境绩 效指数	交通环境噪声/dB	-	交通工具产生的干扰生活环境的声音
		区域环境噪声/dB	-	城市各区域产生的干扰生活环境的声音

(i)综合考虑了在绿色发展理论下自然系统与经济系统,构建了可以同时反映绿色经济发展水平、绿色环境支持力度的绿色资产指标。

(ii)以绿色福利提升为导向,实现生态绿色一体化发展是要在保持人类发展水平不降低的同时重点降低环境污染。基于此,构建包含了人类发展指数、环境绩效指数的绿色福利指标。

在考虑了城市数据可获取性、科学性、合理性的基础上,本文参照 Deng Fumin 等^[17]、徐晔等^[18]以及俞雅乖等^[15]的研究,构建了一套反映生态福利绩效与绿色发展理论内涵的城市绿色发展福利评价指标体系。

本文以长三角地区 41 个城市为研究对象,包括了上海市、江苏省 13 个地级市、浙江省 11 个地级市

以及安徽省 16 个地级市,数据主要来源于 EPS 数据库及 2011—2018 年《安徽省统计年鉴》《江苏省统计年鉴》《浙江省统计年鉴》《上海市统计年鉴》及各城市统计年鉴以及 41 个城市 2010—2017 年的《环境质量统计公报》《国民经济和社会发展统计公报》等。

1.2 测度结果

1.2.1 确定指标权重 熵权法是一种客观综合赋权法,即在综合考虑各因素提供信息量的基础上计算一个综合指标的数学方法,既能准确反映绿色发展福利水平指标包含的信息量,又可以解决在绿色发展福利指标体系中各指标信息量大、准确量化难的问题。借鉴张荣天等^[16]的改进熵权法,求出各指标权重,并分别列出了 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年共 4 年评价指标的权重(见表 2)。

表 2 指标权重

1 级指标	2 级指标	3 级指标	权重 ₂₀₁₁	权重 ₂₀₁₃	权重 ₂₀₁₅	权重 ₂₀₁₇
绿色资产	绿色经济发展	人均工业增加值/(万元·人 ⁻¹)	0.058 7	0.051 0	0.049 3	0.052 2
		单位土地面积地区生产总值/(亿元·km ⁻²)	0.144 2	0.139 0	0.136 0	0.128 4
		第三产业增加值占比/%	0.035 4	0.037 4	0.042 2	0.035 0
		R&D 经费支出占地区生产总值比例/%	0.046 9	0.040 4	0.036 5	0.035 3
		单位地区生产总值能耗/(tce·万元 ⁻¹)	0.097 3	0.093 9	0.092 3	0.084 7
	绿色环境支持	单位地区生产总值耗电量(kW·h·万元 ⁻¹)	0.033 1	0.006 6	0.014 5	0.053 6
		建筑面积绿化覆盖率/%	0.010 8	0.037 3	0.016 8	0.016 2
		人均绿地面积/(hm ² ·人 ⁻¹)	0.129 3	0.137 7	0.131 0	0.137 3
		污水处理率/%	0.012 8	0.018 5	0.024 6	0.016 4
		单位地区生产总值二氧化硫排放量/(t·亿元 ⁻¹)	0.023 5	0.023 6	0.020 8	0.013 7
绿色福利	人类发展指数	单位地区生产总值废水排放量/(t·亿元 ⁻¹)	0.014 5	0.013 6	0.013 0	0.009 5
		一般工业固体废物综合利用率/%	0.010 0	0.012 0	0.012 2	0.016 7
		高龄人口比例/%	0.033 9	0.032 5	0.057 4	0.039 2
		高等教育人口比例/%	0.097 3	0.093 9	0.092 3	0.084 7
		高中毛入学率/%	0.033 1	0.006 6	0.014 5	0.053 6
	环境绩效指数	人均可支配收入/(元·人 ⁻¹)	0.054 8	0.053 2	0.071 3	0.059 6
		人均二氧化硫排放量/(t·人)	0.013 4	0.013 8	0.017 4	0.010 9
		人均工业烟尘排放量/(t·人 ⁻¹)	0.019 2	0.015 2	0.011 1	0.006 8
		农用地化肥施用量/万 t	0.014 1	0.015 6	0.015 8	0.015 5
		水资源综合生产能力/(10 ⁴ m ³ ·d ⁻¹)	0.183 5	0.169 6	0.171 3	0.173 7
		交通环境噪声/dB	0.036 6	0.062 7	0.042 3	0.073 8
		区域环境噪声/dB	0.007 9	0.007 6	0.007 3	0.007 4

注:受表格内容以及篇幅的限制,这里仅列出 2011 年、2013 年、2015 年和 2017 年的评价指标权重值。

1.2.2 综合指数测算结果 由各指标权重可得长三角地区 41 个城市绿色发展福利水平值,结果如表 3 所示。

1.2.3 长三角地区城市绿色发展福利水平分析 经测算结果可知:长三角地区 41 个城市之间绿色发展福利水平差距较大,上海市绿色发展福利水平为最大值(0.699 4),阜阳市绿色发展福利水平为最小值(0.138 1)。安徽省 16 个地级市的绿色发展福利水平值均处于落后位置,最大值仅为 0.354 0;江苏

省与浙江省各地级市之间差异变化较大;长三角地区三省一市的绿色发展福利水平呈现出“上海市>江苏省>浙江省>安徽省”的非均衡格局。长三角地区总体绿色发展福利水平在 2010—2017 年内呈波动下降趋势,降幅达 1.23%,且年均值为 0.297 5,处于较为落后水平。这意味着长三角地区需均衡发展各省份、各城市之间的绿色发展福利,缩小长三角地区各省份、各城市之间的绿色发展福利水平的差距,

并提升整体的绿色发展福利水平.

表 3 绿色发展福利综合得分

城市	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	均值	排名
合肥市	0.374 1	0.341 1	0.317 1	0.329 8	0.339 2	0.343 9	0.362 3	0.371 0	0.347 3	12
蚌埠市	0.220 3	0.228 9	0.213 1	0.220 7	0.221 6	0.221 8	0.215 5	0.248 5	0.223 8	28
芜湖市	0.339 6	0.279 3	0.261 2	0.290 1	0.267 0	0.268 5	0.300 1	0.287 6	0.286 7	21
马鞍山市	0.343 1	0.285 9	0.289 3	0.262 7	0.273 8	0.275 8	0.298 1	0.290 5	0.289 9	19
铜陵市	0.427 3	0.359 9	0.360 1	0.374 5	0.403 0	0.305 8	0.302 5	0.299 3	0.354 0	10
安庆市	0.189 0	0.197 5	0.193 0	0.197 1	0.173 3	0.184 8	0.187 8	0.191 4	0.189 2	36
滁州市	0.175 3	0.184 3	0.187 8	0.192 8	0.178 3	0.183 4	0.170 9	0.197 5	0.183 8	37
池州市	0.178 8	0.197 8	0.191 5	0.195 4	0.179 4	0.181 8	0.192 9	0.233 9	0.193 9	34
宣城市	0.178 6	0.185 7	0.209 4	0.228 6	0.228 0	0.212 5	0.190 8	0.231 2	0.208 1	32
宿州市	0.150 5	0.143 0	0.163 6	0.162 3	0.159 8	0.162 7	0.140 7	0.151 0	0.154 2	39
阜阳市	0.144 4	0.147 7	0.143 3	0.157 0	0.129 6	0.134 9	0.124 0	0.124 0	0.138 1	41
六安市	0.165 1	0.186 4	0.179 3	0.173 4	0.153 6	0.165 2	0.155 4	0.206 8	0.173 1	38
淮南市	0.198 2	0.196 3	0.191 1	0.202 8	0.217 6	0.187 9	0.161 8	0.170 2	0.190 7	35
淮北市	0.212 6	0.211 8	0.211 8	0.206 5	0.212 3	0.188 1	0.205 6	0.231 5	0.210 0	31
黄山市	0.329 4	0.333 6	0.339 2	0.324 9	0.334 2	0.336 5	0.326 7	0.363 8	0.336 0	14
亳州市	0.154 8	0.151 6	0.172 7	0.191 4	0.171 6	0.157 1	0.108 4	0.114 6	0.152 8	40
嘉兴市	0.350 9	0.353 2	0.363 1	0.352 0	0.359 7	0.358 6	0.341 9	0.316 3	0.349 5	11
湖州市	0.304 0	0.309 4	0.300 9	0.287 8	0.315 6	0.331 1	0.325 5	0.300 4	0.309 3	17
舟山市	0.332 0	0.329 5	0.434 6	0.444 5	0.455 2	0.457 0	0.459 5	0.435 8	0.418 5	6
金华市	0.289 8	0.303 2	0.289 0	0.282 8	0.310 4	0.300 4	0.289 4	0.285 1	0.293 8	18
绍兴市	0.345 3	0.355 8	0.347 7	0.343 3	0.367 0	0.378 2	0.393 8	0.359 5	0.361 3	9
温州市	0.258 9	0.275 6	0.258 9	0.273 4	0.282 3	0.293 4	0.259 0	0.257 0	0.269 8	23
台州市	0.294 6	0.294 0	0.272 9	0.285 0	0.293 8	0.288 6	0.266 9	0.251 1	0.280 9	22
丽水市	0.238 9	0.230 1	0.228 1	0.231 6	0.238 9	0.241 8	0.224 9	0.214 6	0.231 1	26
衢州市	0.230 7	0.224 9	0.218 6	0.208 6	0.228 4	0.225 9	0.222 8	0.212 1	0.221 5	29
宁波市	0.393 1	0.390 9	0.363 2	0.363 8	0.378 9	0.394 6	0.373 9	0.341 2	0.375 0	8
杭州市	0.448 7	0.467 7	0.449 5	0.443 9	0.458 9	0.475 7	0.457 4	0.436 1	0.454 7	4
徐州市	0.261 8	0.247 6	0.236 8	0.227 3	0.231 4	0.233 1	0.219 8	0.214 8	0.234 1	24
常州市	0.385 5	0.380 4	0.360 0	0.374 8	0.402 3	0.397 8	0.384 5	0.357 0	0.380 3	7
苏州市	0.439 6	0.427 8	0.433 9	0.453 3	0.455 6	0.453 5	0.413 8	0.391 4	0.433 6	5
南通市	0.331 5	0.322 8	0.319 1	0.312 6	0.331 9	0.351 4	0.350 0	0.339 0	0.332 3	15
连云港市	0.267 3	0.256 5	0.223 3	0.231 0	0.213 1	0.224 1	0.210 3	0.234 3	0.232 5	25
淮安市	0.233 8	0.230 7	0.195 0	0.228 1	0.235 9	0.225 4	0.223 0	0.237 0	0.226 1	27
盐城市	0.225 5	0.221 4	0.200 0	0.205 5	0.220 0	0.220 0	0.195 8	0.205 2	0.211 7	30
扬州市	0.315 8	0.317 4	0.308 1	0.302 0	0.314 4	0.323 8	0.309 2	0.291 7	0.310 3	16
镇江市	0.358 1	0.340 0	0.338 7	0.338 5	0.350 7	0.354 2	0.340 6	0.332 1	0.344 1	13
泰州市	0.292 0	0.288 6	0.274 6	0.277 9	0.299 3	0.291 0	0.284 5	0.291 9	0.287 5	20
宿迁市	0.198 9	0.193 5	0.189 6	0.210 6	0.211 6	0.215 8	0.194 2	0.201 1	0.201 9	33
南京市	0.663 3	0.650 2	0.622 9	0.642 9	0.647 1	0.653 7	0.654 0	0.625 0	0.644 9	2
无锡市	0.478 0	0.475 8	0.464 2	0.478 3	0.479 2	0.456 4	0.419 0	0.440 1	0.461 4	3
上海市	0.746 5	0.734 3	0.679 7	0.681 3	0.673 9	0.704 3	0.697 1	0.677 7	0.699 4	1
均值	0.304 0	0.298 8	0.292 6	0.297 3	0.302 4	0.301 5	0.291 6	0.291 7	0.297 5	

从时间序列特征来看:图 1 揭示了 2010—2017 年长三角地区总体绿色发展福利水平的变化趋势(呈下降趋势,降幅为 4.05%)。绿色资产水平与绿色发展福利变化趋势较为一致,但绿色资产水平变化幅度较小。与绿色发展福利、绿色资产变化趋势相

比,绿色福利水平呈现出相反的变化趋势(即呈震荡起伏的上升趋势,升幅为 1.60%)。由权重变化可知:若要提升长三角地区整体绿色发展福利水平,则需要进一步加强对绿色福利水平提升空间和潜力的挖掘。

北部区域间差距绝对波动程度较大,于2013和2016年分别达到最低点与最高点,但区域间差距相对波动程度较小,且西-南部区域间差距始终高于西-北部区域间差距。(ii)2010—2012、2012—2014、2014—2016、2016—2017年,北-南部区域间差距呈“上升-下降-上升-下降”的趋势,其区域间差距绝对波动程度很小,区域间差距在2010—2017年内始终是低于西-南、西-北部区域间的差距,这表明北-南部区域间差距为最小值。

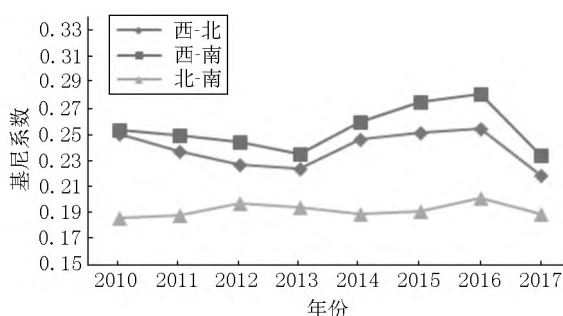


图4 绿色发展福利水平区域间差距

2.1.3 长三角地区绿色发展福利水平地区差距的来源及其贡献率 由中国长三角地区41个城市地区绿色发展福利水平区域差异来源的贡献率演变趋势(见图5)可得出如下结论:(i)从图5的图形特征来看,3种差异贡献率大小呈现区域间差距(G_{nb})贡献率>区域内差距(G_i)贡献率>超变密度(G_w)贡献率,且 G_{nb} 贡献率变化趋势与长三角地区总体差距变化走势大体相同,呈现出频繁波动地缓慢上升态势。(ii)从演变过程来看, G_i 贡献率与 G_w 贡献率的变化较为稳定,2者之间差值较小,走势大致相同; G_{nb} 贡献率的变化波动较大,在2010—2017年内呈波动上升趋势。(iii)从具体变化趋势来看, G_i 贡献率变化平稳,在2010—2017年内呈波动上升趋势,以2010年为基期,2017年的 G_i 贡献率上升11.13%; G_w 贡献率波动变化较为稳定,在2010—2017年内呈波动下降趋势,以2010年为基期,2017年的 G_w 贡献率下降21.13%; G_{nb} 贡献率变化过程与 G_w 和 G_i 贡献率相反,呈“N”型波动变化,以2010年为基期,2017年的 G_{nb} 贡献率上升10%。(iv)综合来看,区域间差距是长三角地区绿色发展福利水平差距变化的主要来源。尽管 G_{nb} 贡献率一直是较大的,但 G_{nb} 贡献率与 G_w 、 G_i 贡献率出现相反变化趋势,这说明 G_{nb} 贡献率在 G_w 、 G_i 贡献率的增长过程中起到了负向作用。结合图3和图5可知:长三角地区总体基尼系数在2010—2017年内经历了一个倒“N”型的变化趋势,以2010为基期,2017年的总体基尼系数下降4.88%。这表明着 G_{nb} 贡献率在总基尼系数的增长中起了负向作用。因此,这意味着造成长三角

地区绿色发展福利水平差距的主要来源是区域间差距。

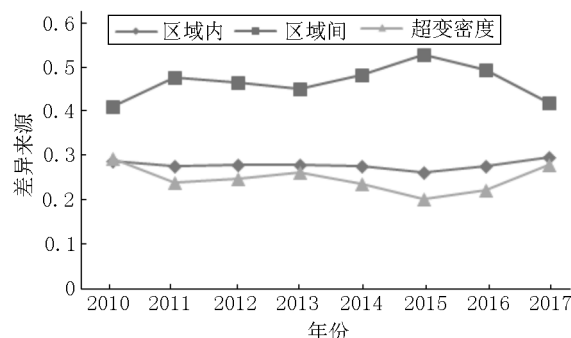


图5 长三角地区绿色发展福利水平空间差异来源及其贡献

3 长三角地区城市绿色发展福利影响因素分析

3.1 城市绿色发展福利水平影响因素的实证模型

本文采用面板分位数回归模型来剖析处于不同水平的长三角地区城市绿色发展福利的影响因素,以揭示区域空间非均衡性的内在原因。分位数回归方法最早是由 R. Koenker 等^[20]提出的,它能够描述解释变量对被解释变量不同位置的影响,能提供观测变量之间更多的信息,且其加权误差绝对值之和与异常值的敏感程度也远远小于最小二乘回归的敏感程度,所以分位数回归系数的估计结果更加稳健^[21]。在对面板数据进行回归之前,为避免模型出现“伪回归”结果,本文采用 LLC 和 ADF 单位根检验方法对面板数据进行平稳性检验,结果显示本文所研究的变量均通过了显著性检验,这表明其面板数据的平稳性较强。再运用 F 检验、LR 检验及 Hausman 检验可知,该面板模型为面板固定效应模型。本文为了识别环境规制与公共服务、经济发展、产业结构的共同作用对绿色发展福利的影响,通过在模型中加入交互项来进行实证分析在长三角地区中处于不同发展水平城市的绿色发展福利影响因素,可构建如下5个面板分位数回归模型:

$$\ln g_{d_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln g_{s_{it}} + \beta_2 \ln p_{g_{it}} + \beta_3 \ln i_{s_{it}} + \beta_4 \ln e_{r_{it}} + \gamma_i + \varepsilon_i + e_{it}, \quad (1)$$

$$\ln g_{d_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln g_{s_{it}} + \beta_2 \ln p_{g_{it}} + \beta_3 \ln i_{s_{it}} + \beta_4 \ln e_{r_{it}} + \beta_5 \ln s_{t_{it}} + \beta_6 \ln c_{d_{it}} + \beta_7 \ln f_{t_{it}} + \beta_8 \ln f_{d_{it}} + \gamma_i + \varepsilon_i + e_{it}, \quad (2)$$

$$\ln g_{d_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln g_{s_{it}} + \beta_2 \ln p_{g_{it}} + \beta_3 \ln i_{s_{it}} + \beta_4 \ln e_{r_{it}} + \beta_5 \ln s_{t_{it}} + \beta_6 \ln c_{d_{it}} + \beta_7 \ln f_{t_{it}} + \beta_8 \ln f_{d_{it}} + \beta_9 \ln e_{r_{it}} \ln p_{g_{it}} + \gamma_i + \varepsilon_i + e_{it}, \quad (3)$$

$$\ln g_{d_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln g_{s_{it}} + \beta_2 \ln p_{g_{it}} + \beta_3 \ln i_{s_{it}} + \beta_4 \ln e_{r_{it}} + \beta_5 \ln s_{t_{it}} + \beta_6 \ln c_{d_{it}} + \beta_7 \ln f_{t_{it}} + \beta_8 \ln f_{d_{it}} +$$

$$\beta_9 \ln e_{t_{it}} \ln i_{s_{it}} + \gamma_i + \varepsilon_t + e_{it}, \quad (4)$$

$$\ln g_{d_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln g_{s_{it}} + \beta_2 \ln p_{g_{it}} + \beta_3 \ln i_{s_{it}} + \beta_4 \ln e_{t_{it}} + \beta_5 \ln s_{t_{it}} + \beta_6 \ln c_{d_{it}} + \beta_7 \ln f_{t_{it}} + \beta_8 \ln f_{d_{it}} + \beta_9 \ln e_{t_{it}} \ln g_{s_{it}} + \gamma_i + \varepsilon_t + e_{it}, \quad (5)$$

其中 $\ln g_{d_{it}}$ 表示第 i 个城市第 t 年的绿色发展福利水平值, $i = 1, 2, \dots, 41, t = 2010, 2011, \dots, 2017$, α_{it} 为常数项, γ_i 为个体效应, ε_t 为时间效应, e_{it} 为随机误差项, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_9$ 分别为各影响因素指标的弹性系数。相关影响因素作为解释变量的定义如下:

(i) 核心变量。城市政府公共服务水平 g_s 用政府财政支出占地区生产总值的比例来反映, 政府公共服务水平与公民幸福感有显著正相关^[22], 它可以反映出公民的社会福利。城市经济发展水平 p_g 用人均地区生产总值来反映, 经济发展水平较高的城市对绿色发展水平提升有较大的支撑作用^[12]。城市产业结构水平 i_s 用第二产业增加值占地区生产总值的比例来反映。若城市产业结构较优, 其落后产业占比小, 各种高新技术产业、节能环保产业以及新能源产业等占比较高, 则较优的城市产业结构可以提高城市绿色发展水平^[12]。城市环境规制水平 e_t 采用城市的一般工业固体废物综合利用率来反映。政府的环境规制可以促进绿色发展, 但阻碍了城市生态福利水平提升^[4]。(ii) 控制变量。城市科学技术水平 s_t 采用政府在科学与教育方面支出占地区生产总值的比例来反映。城市规模水平 c_d 采用城镇人口占城市总人口的比例来反映。城市贸易开放程度 f_t 用当年平均汇率换算成人民币计价的对外进出口贸易总额占地区生产总值的比例来反映。城市外商实际投资水平 f_d 用当年平均汇率换算成人民币计价的外商直接投资总额占地区生产总值的比例来反映。

3.2 城市绿色发展福利影响因素结果分析

为了揭示环境规制等关键变量在不同水平的绿色发展福利城市之间的作用效果差异, 本文使用面板分位数回归模型进行影响因素实证分析。表 4 展示了 5 个面板分位数回归模型的估计结果。其中, 模型(1)是核心变量模型; 模型(2)进一步地引进控制变量来控制集聚效应、拥挤效应等因素对回归结果的影响; 模型(3)~(5)通过引进环境规制与核心关键变量的交互项来探究环境规制对社会经济、产业、福利的调节效应。在面板分位数模型估计回归中, 借鉴已有的国内外研究, 本文选择了具有代表性的 3 个分位数 25%、50%、75%, 它们分别代表长三角地区低、中、高 3 个层次的城市绿色发展福利水平。所有模型的可决系数均超过了 0.5, 这表明各模型对绿色发展福利的解释程度为 50% 以上。

在模型(2)中, 政府公共服务水平在 3 个分位数模型中均显著为负, 系数绝对值在 25% 分位数上达到最大, 这表明: 对于低水平城市, 政府对公共服务投入的增加对绿色发展福利水平提升的抑制作用最强。这意味着: 在短期内政府在公共服务上的投入增加, 导致财政支出的增加, 所带来的经济成本消耗使得城市绿色发展福利水平下降。经济发展水平在所有分位数模型上均显著为正, 系数在 25% 分位数上达到最大, 这表明经济发展对低水平城市能发挥更大的作用。这意味着: 对于低水平城市, 政府更应注重经济发展, 通过经济的不断快速发展来加速促进绿色发展福利水平的上升; 产业结构水平系数在 3 个分位数模型中均通过显著性检验, 在 25% 分位数上显著为正, 在较高的分位点上显著为负, 且回归系数绝对值随着分位数上升而增加。这表明: 第二产业工业的发展仅对低水平城市有促进作用; 对于较高水平城市, 第二产业工业的发展所带来环境污染的损失会阻碍绿色发展福利水平的提升。环境规制水平在 25% 分位数上显著为负, 在 75% 分位数上显著为正。这表明: 随着分位数上升, 环境规制对绿色发展福利水平的作用由抑制作用逐渐转向促进作用。综上所述, 随着绿色发展福利的提升, 协调经济发展与环境保护, 促进绿色经济快速发展, 不断推动地区总体绿色发展福利水平的上升。

模型(3)~(5)进一步揭示了关键变量环境规制与经济、产业、福利的交互项对不同水平的城市绿色发展福利的影响情况。回归结果显示: 交互项 $\ln e_t \ln p_g$ 在所有分位数模型中都显著, 系数在 25% 分位数上达到最大, 随着分位数的增加, 系数逐渐由正转为负。这表明: 在政府环境规制下, 经济发展水平随着分位数的上升由正作用逐渐转向负作用。交互项 $\ln e_t \ln i_s$ 在 25% 分位数上显著为正, 在 50% 分位数上显著为负。这说明: 对于较低水平城市, 环境规制对第二产业发挥调节作用, 且调节作用随着绿色发展福利水平的上升由正向作用逐渐转向负向作用。交互项 $\ln e_t \ln g_s$ 仅在 25% 分位数模型中显著为负。这意味着: 在政府环境规制下, 对低水平城市的公共服务增加投入会阻碍绿色发展福利水平上升。因为绿色经济的发展对绿色发展福利有着更加显著的促进作用, 所以以经济为代价发展绿色福利会抑制绿色发展福利水平的提升。结果表明: 在低水平的绿色发展福利下, 城市环境规制效应对绿色经济发展有着更强的正向调节作用, 进而促进绿色发展福利水平的提升。这是因为绿色经济的发展可以不断积累绿色资产从而最大化绿色福利, 实现绿色发展水平的提升^[16]。上述结果表明: 在低水平的绿

色发展福利下,主要在环境规制效应下以经济、产业的不断快速发展来带动绿色发展福利;对于较高水平的绿色发展福利,以推动绿色与经济的协调发展来最大化绿色福利水平,促进绿色发展福利水平的提升.

表 4 面板分位数回归结果

变量	模型(1):关键变量			模型(2):关键变量 + 控制变量		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%
$\ln g_s$	-0.318*** (0.00)	-0.222*** (0.00)	0.182 (-0.12)	-0.282*** (0.00)	-0.240*** (0.00)	-0.158*** (-0.03)
$\ln p_g$	0.316*** (0.00)	0.381*** (0.00)	0.450*** (-0.05)	0.181*** (0.00)	0.147*** (0.00)	0.150*** (-0.01)
$\ln i_s$	0.259*** (0.00)	0.024*** (-0.01)	-0.365*** (-0.10)	0.070*** (0.00)	-0.069*** (0.00)	-0.414*** (-0.01)
$\ln e_r$	0.052*** (0.00)	0.048*** (-0.01)	0.309*** (-0.11)	-0.093*** (0.00)	0.003 (0.00)	0.077** (-0.03)
控制变量	无	无	无	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	328	328	328	328	328	328
Pseudo- R^2	0.625	0.614	0.574	0.625	0.614	0.574

变量	模型(3):关键变量 + 控制变量 + 调节效应 I			模型(4):关键变量 + 控制变量 + 调节效应 II			模型(5):关键变量 + 控制变量 + 调节效应 III		
	25%	50%	75%	25%	50%	75%	25%	50%	75%
$\ln g_s$	-0.232*** (-0.01)	-0.232*** (0.00)	-0.128*** (-0.01)	-0.253*** (0.00)	-0.223*** (0.00)	-0.162*** (-0.01)	0.137*** (0.00)	-0.300*** (-0.07)	-0.227 (-0.15)
$\ln p_g$	-0.615*** (-0.09)	0.225*** (0.00)	1.275*** (-0.09)	0.193*** (-0.01)	0.169*** (0.00)	0.179*** (0.00)	0.175*** (0.00)	0.170*** (0.00)	0.217*** (-0.01)
$\ln i_s$	0.144*** (-0.01)	-0.167*** (0.00)	-0.469*** (-0.01)	-3.180*** (-0.20)	-0.004 (-0.01)	-0.497 (-0.31)	0.085*** (0.00)	-0.130*** (-0.01)	-0.467*** (-0.02)
$\ln e_r$	-1.900*** (-0.19)	0.045*** (-0.01)	2.317*** (-0.19)	-2.931*** (-0.17)	0.038*** (-0.01)	-0.163 (-0.26)	0.236*** (0.00)	-0.050 (-0.05)	-0.101 (-0.10)
$\ln e_r \ln p_g$	0.178*** (-0.02)	-0.011*** (0.00)	-0.232*** (-0.02)						
$\ln e_r \ln i_s$				0.743*** (-0.046)	-0.022*** (-0.001)	0.019 (-0.068)			
$\ln e_r \ln g_s$							-0.088*** (0.000)	0.015 (-0.015)	0.022 (-0.032)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	328	328	328	328	328	328	328	328	328
Pseudo- R^2	0.625	0.614	0.574	0.625	0.614	0.574	0.625	0.614	0.574

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平下显著。下同。

3.3 稳健性检验和内生性问题

3.3.1 稳健性检验 为了确保实证研究的回归结果稳定性和避免极端值的影响,本文在相同分位数上,借鉴陶长琪等^[23]的增减变量法,采用设置控制变量与引入交互项来进行稳健性检验.在表4中可以发现:在模型(1)~(5)中绝大部分变量系数符号与显著性并没有发生变化,这与实证结果较为一致,可得出实证结论是稳定的.

3.3.2 内生性问题 绿色发展福利与社会福利、环境规制之间可能会存在互为因果关系,提高社会福利、加强环境规制强度会促进绿色发展福利提升,导致内生性问题.因此,为了缓解内生性问题,首先,选择公共服务水平与经济发展水平交互项作为社会福利,采用社会福利与环境规制滞后1期变量作为工具变量,进行Hausman、Wald、DWH检验,表5结果表明不能拒绝解释变量为外生变量的原假设;其次,

再采用核心变量滞后 2 期进行面板分位数回归,此时各变量系数正负值、显著性与模型(2)较为一致.

这表明本文的面板回归并不存在明显的内生性问题,且回归结果是无偏、有效、稳健的.

表 5 内生性检验

变量	社会福利		环境规制		变量	核心变量滞后 2 期(面板分位数回归)		
	OLS	2SLS	OLS	2SLS		25%	50%	75%
$\ln p_g \ln g_s$	-0.025 1*** (0.004)	-0.030 3*** (0.005)	-0.025 1*** (0.004)	-0.036 5*** (0.000)	$\ln g_{s2}$	-0.271*** (0.001)	-0.162*** (0.000)	-0.162*** (0.000)
$\ln i_s$	-0.270*** (0.000)	-0.304*** (0.000)	-0.270*** (0.000)	-0.335*** (0.000)	$\ln p_{g2}$	0.292*** (0.000)	0.307*** (0.004)	0.283*** (0.003)
$\ln e_r$	-0.055 3* (0.098)	-0.156 0 (0.183)	-0.055 3* (0.098)	-0.065 6 (0.104)	$\ln i_{s2}$	-0.149*** (0.001)	-0.462*** (0.000)	-0.495*** (0.009)
$\ln s_t$	-0.244*** (0.000)	-0.377*** (0.000)	-0.244*** (0.000)	-0.446*** (0.000)	$\ln e_{r2}$	-0.094 4*** (0.002)	0.276 0*** (0.000)	0.021 2 (0.000)
$\ln c_d$	0.231*** (0.000)	0.211*** (0.000)	0.231*** (0.000)	0.206*** (0.000)	$\ln s_t$	-0.093*** (0.001)	-0.145*** (0.000)	-0.390*** (0.000)
$\ln f_t$	0.260*** (0.000)	0.265*** (0.000)	0.260*** (0.000)	0.259*** (0.000)	$\ln c_d$	0.030 9*** (0.001)	0.011 9*** (0.005)	0.102 0*** (0.002)
$\ln f_d$	0.062 0*** (0.000)	0.061 7*** (0.000)	0.062 0*** (0.000)	0.064 0*** (0.000)	$\ln f_t$	0.088 3*** (0.001)	0.104*** (0.002)	0.164*** (0.003)
常数项	-0.140 (0.718)	1.065 (1.083)	-0.140 (0.718)	1.207 (0.884)	$\ln f_d$	0.067 4*** (0.000)	0.011 1*** (0.003)	0.062 1*** (0.002)
N	328	287	328	287		328	328	328
$R\text{-sq}$	0.745	0.737	0.745	0.736				
Hausman 检验	9.74(0.283 6)		8.6(0.282 8)					
Wald 检验	797.31(0.000 0)		804.28(0.000 0)					
DWH 检验	2.622 3(0.106 5)		0.527 1(0.468 4)					

4 结论与建议

在经济高质量发展背景下,本文结合福利经济与绿色发展理论构建了衡量生态绿色一体化发展的绿色发展福利指标体系,使用长三角地区 41 个城市 2010—2017 年相关测算数据,通过改进熵权法、Dagum 基尼系数及面板分位数回归模型对长三角地区城市绿色发展福利水平进行实证分析,结论如下:(i) 2010—2017 年,长三角地区绿色发展福利水平总体呈波动下降趋势,各区域间呈现出“南部区域(0.355 4) > 北部区域(0.330 8) > 西部区域(0.2270)”的三极化格局。(ii) 长三角地区总体绿色发展福利水平的差距呈现出震荡下降趋势,区域间差距是影响总体差距的最主要来源。(iii) 各类因素对不同水平的城市绿色发展福利存在显著差异。在低水平的绿色发展福利下,经济与产业发展的总体弹性显著为正;在较高水平的绿色发展福利下,经济发展与环境规制弹性正向递增,产业结构弹性由正转负。(iv) 环境规制与经济发展、产业结构的交互作用对低水平绿色发展福利的弹性为正,对较高水平绿色发展福利的弹性为负;环境规制与社会福利交互作用仅对低水平绿色发展福利产生负向弹性。

基于上述研究结论,在经济新常态下总体促进长三角地区城市群社会福利、生态福利与绿色经济发展和缩小城市间绿色发展福利水平差距是在长三角地区生态绿色一体化发展战略实施下给予重点关注的问题之一。鉴于此,本文从低、中、高绿色发展福利水平城市 3 个层次提出相对应的政策建议:(i) 针对低水平城市,地方政府应当适度减少在基础公共设施与环境污染治理等方面的财政支出,以经济发展为侧重点,以本土优势产业发展加快地方经济发展增速,进而提高绿色发展福利水平。(ii) 就中等水平城市而言,地方政府可在确保一定的经济、产业发展速度的基础上,加大对环境污染问题的治理力度,促进绿色发展福利水平的提升,实现经济发展与绿色福利的“两手抓,两手都要硬”。(iii) 对于高水平城市,地方政府应制定相关的环境政策,以环境政策为纲优化产业发展战略,加快推动产业结构转型升级,以降低环境成本来推动地方经济发展,促进城市绿色资产积累,实现地方经济高质量发展。

5 参考文献

- [1] 钟水映,冯英杰. 中国省际间绿色发展福利测量与评价[J]. 中国人口·资源与环境,2017,27(9):196-204.
- [2] DALY H E, COBB J B. For the common good: redirecting

- the economy towards community, the environment and a sustainable future [M]. Boston: Beacon Press, 1989.
- [3] 刘国平. 中国能源福利绩效及其因素分解研究: 基于G20数据[J]. 经济问题探索, 2017(1): 24-30.
- [4] 李成宇, 张士强, 张伟, 等. 中国省际生态福利绩效测算及影响因素研究[J]. 地理科学, 2019, 39(12): 1875-1883.
- [5] 龙亮军, 王霞. 上海市生态福利绩效评价研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(2): 84-92.
- [6] 诸大建. 绿色经济新理念及中国开展绿色经济研究的思考[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(5): 40-47.
- [7] 程钰, 王晶晶, 王亚平, 等. 中国绿色发展时空演变轨迹与影响机理研究[J]. 地理研究, 2019, 38(11): 2745-2765.
- [8] KIM S E, KIM H, CHAE Y. A new approach to measuring green growth: application to the OECD and Korea [J]. Futures, 2014, 63: 37-48.
- [9] SUEYOSHI T. Damages to return with a possible occurrence of eco-technology innovation measured by DEA environmental assessment [J]. Journal of Economic Structures, 2017, 6(1): 1-14.
- [10] 高赢. “一带一路”沿线国家低碳绿色发展绩效研究[J]. 软科学, 2019, 33(8): 78-84.
- [11] 郭付友, 吕晓, 于伟, 等. 山东省绿色发展水平绩效评价与驱动机制: 基于17地市面板数据[J]. 地理科学, 2020, 40(2): 200-210.
- [12] 熊曦, 张陶, 段宜嘉, 等. 长江中游城市群绿色化发展水平测度及其差异[J]. 经济地理, 2019, 39(12): 96-102.
- [13] 黄跃, 李琳. 中国城市群绿色发展水平综合测度与时空演化[J]. 地理研究, 2017, 36(7): 1309-1322.
- [14] 刘凯, 任建兰, 穆学英, 等. 中国地级以上城市绿色化水平测度与空间格局[J]. 经济问题探索, 2017(11): 77-83.
- [15] 俞雅乖, 刘玲燕. 我国城市环境绩效及其影响因素分析[J]. 管理世界, 2016(11): 176-177.
- [16] 张荣天, 焦华富. 泛长三角城市土地利用效益测度及时空格局演化[J]. 地理与地理信息科学, 2014, 30(6): 75-81.
- [17] DENG Fumin, ZHU Hui, LIANG Xuedong. Regional green development and spatial evolution in China: abiding by theory of dissipative structure [J]. E3S Web of Conferences, 2018, 53: 04008.
- [18] 徐晔, 魏茹, 湛艳芳. 城市生态文明建设的评价指标体系构建及综合评价研究: 基于江西省11个地级市的实证分析[J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2017, 41(3): 265-270.
- [19] DAGUM C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio [J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [20] KOENKER R, BASSETT G, Jr. Regression quantiles [J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33-50.
- [21] 喻胜华, 赵盼. 基于面板分位数回归的住宅价格影响因素分析[J]. 财经理论与实践, 2018, 39(5): 128-133.
- [22] 马亮. 公共服务绩效与公民幸福感: 中国地级市的实证研究[J]. 中国行政管理, 2013(2): 104-109.
- [23] 陶长琪, 郭彦廷. 知识复杂度对产业结构升级的作用机制研究[J]. 江西师范大学学报(自然科学版), 2020, 44(2): 111-119.

The Temporal and Spatial Differentiation and Driving Factors of Urban Green Development Welfare in Yangtze River Delta Region

XU Ye, YU Jiaju, YANG Cong

(School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract: Dagum Gini coefficient and panel quantile regression model are used to study the spatiotemporal differences and driving factors of green development welfare in 41 cities in the Yangtze River Delta from 2010 to 2017. The results show that the overall level of green development and welfare in the Yangtze River Delta show a fluctuating downward trend and the green development welfare in various regions is a three-polarized pattern, and the gap between regions is the main source of the overall gap. Various factors have significant differences in urban green development welfare at different levels. In low-level cities, economic development and industrial structure are the main factors that promote the rise of green development welfare, and the interaction between the two and environmental regulations is significantly positive. In high-level cities, economic development and environmental regulation are key factors that promote the rise of green development welfare. The interaction term between environmental regulation and economic development, and the interaction term between environmental regulation and industrial structure are significantly negative, and the interaction between environmental regulation and social welfare is not significant.

Key words: Yangtze River Delta Region; green development welfare; temporal and spatial differentiation; driving factors

(责任编辑: 曾剑锋)