

引文格式: 王俊杰, 黄宾, 刘雅婷. 城乡收入差距的时空演化及影响机制研究——基于共富示范区浙江省的研究[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2025, 19(5): 58-66. DOI: 10.12371/j.ynau(s).202505031

# 城乡收入差距的时空演化及影响机制研究

## ——基于共富示范区浙江省的研究

王俊杰<sup>1</sup>, 黄宾<sup>2,3\*</sup>, 刘雅婷<sup>1</sup>

(1. 浙江海洋大学 经济与管理学院, 浙江 舟山 316000;

2. 浙江水利水电学院 经济与管理学院, 浙江 杭州 310018;

3. 浙江水利水电学院 南浔创新研究院, 浙江 杭州 310018)

**摘要:** 城乡收入差距是共同富裕的重要观测点, 研究城乡收入差距的时空演化及影响机制有助于更好理解共同富裕的实现路径与实现机制。本文基于 2012—2023 年浙江省 11 个地级市的面板数据, 先利用泰尔指数测度并分析城乡收入差距的时空演化, 再构建非线性回归模型研究城乡收入差距的影响机制。研究显示: 无论是从时间纵向还是从区域横向上看, 城乡收入差距都在不断减小; 城乡收入差距主要受到农业产业集聚度的影响, 后者对前者的影响呈现先降后升的“U”形; 经济发展水平和农业劳动生产率作为中介变量, 解释了农业产业集聚度影响城乡收入差距的中间传导过程; 异质性分析表明了农业产业集聚在浙东、浙中及浙西南地区对缩小城乡收入差距的作用更为显著, 而浙北地区因集聚饱和和效应导致边际影响弱化。据此, 未来应当建立动态监测与阈值预警机制, 规避过度产业集聚所带来的负外部性作用。同时实施差异化区域调控, 并加快推广农业机械化与智慧技术, 设立城乡产业协作基金以提升农村经济韧性, 从而缩小城乡收入差距。

**关键词:** 城乡收入差距; 农业产业集聚; 共同富裕; 时空演化; 影响机制

中图分类号: F 323.8

文献标志码: A

文章编号: 1004-390X (2025) 05-0058-09

## Research on the Temporal and Spatial Changes of Urban-rural Income Gap and Its Influence Mechanism: Based on Co-wealthy Demonstration Zone, Zhejiang Province

WANG Junjie<sup>1</sup>, HUANG Bin<sup>2,3\*</sup>, LIU Yating<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, Zhejiang Ocean University, Zhoushan 316000, China;

2. School of Economics and Management, Zhejiang University of Water Resources and Electric Power, Hangzhou 310018, China;

3. Nanxun Innovation Research Institute, Zhejiang University of Water Resources and Electric Power, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** The urban-rural income gap is an important observation point of common prosperity, and studying the spatial and temporal evolution of the urban-rural income gap and its influence mechanism can help to better understand the path and realization mechanism of common prosperity. Based on the panel data of 11 prefecture-level cities in Zhejiang Province from 2012 to 2023, this paper first

收稿日期: 2025-05-08

修回日期: 2025-06-04

基金项目: 浙江省软科学研究计划重点项目“浙江省区域制造业创新生态系统的生成、演化与效应问题研究”(2022C25020)。

作者简介: 王俊杰(2000—), 男, 浙江绍兴人, 硕士研究生, 主要从事农业经济研究。

\*通信作者: 黄宾(1977—), 男, 云南昆明人, 博士, 教授, 主要从事农业经济研究。



measured and analyzed the spatio-temporal evolution of the urban-rural income gap by using the Thiel index, and then constructed a nonlinear regression model to study the impact mechanism of the urban-rural income gap. The study showed that, the urban-rural income gap was decreasing both vertically and horizontally; the urban-rural income gap was mainly affected by the degree of agglomeration of the agricultural industry, and the latter's influence on the former showed a "U" shape of decreasing and then increasing; the level of economic development and the productivity of agricultural labor acted as the mediator variables, explaining the impact of the degree of agglomeration of the agricultural industry on the urban-rural income gap; and the level of economic development and agricultural labor productivity acted as the mediator variables. The level of economic development and agricultural labor productivity acted as intermediary variables to explain the intermediate transmission process of agricultural industry agglomeration affecting urban-rural income gap; the heterogeneity analysis showed that, agricultural industry agglomeration played a more significant role in narrowing the urban-rural income gap in eastern Zhejiang, central Zhejiang and southwestern Zhejiang, whereas the marginal impact of the agglomeration saturation effect was weakened in the northern part of Zhejiang. Accordingly, the future should establish dynamic monitoring and threshold warning mechanism to avoid the negative externalities brought by excessive industrial agglomeration. At the same time, it should implement differentiated regional regulation, accelerate the promotion of agricultural mechanization and smart technology, and set up a fund for urban-rural industrial collaboration to enhance the resilience of the rural economy, so as to narrow the income gap between urban and rural areas.

**Keywords:** urban-rural income gap; agricultural industry agglomeration; mutual enrichment; space-time evolution; mechanisms of influence

党的二十大报告指出,“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求”,因此实现共同富裕目标意义重大。中央财经委员会第十次会议给出了共同富裕的六大定量指标,差距缩小是其中一个。差距缩小既包括东中西部不同区域之间的差距缩小,也包括城市和乡村之间的差距缩小。因此城乡收入差距缩小是差距缩小的一个部分,而研究城乡收入差距也可以进一步观测共同富裕。正因如此,研究城乡收入差距的时空演化和影响机制可以帮助更好理解共同富裕的实现路径和实现机制。针对共同富裕情况良好的省市区开展研究则更具典型性和借鉴价值。

基于此,本文通过梳理相关文献,研究城乡收入差距的表征变量及其主要影响因素,并构建相应的实证模型,再结合浙江省11个地级市2012—2023年的相关数据,分析城乡收入差距的时空演化以及影响机制。

## 一、文献综述与模型构建

### (一) 文献综述

作为发展中国家普遍存在的结构性矛盾,城

乡收入差距始终是政界和学界关注的核心议题,而其中关键性的问题涉及城乡收入差距的表征变量和影响因素。关于城乡收入差距的表征变量选取,存在一个渐进优化的过程。早期,由于城镇居民与农村居民人均收入的比值数据易得、计算简便而被广泛使用,陈斌开等<sup>[1]</sup>在研究中国城市化与城乡收入差距扩大的相关问题时,便使用这一比值来衡量城乡收入差距<sup>[1]</sup>,但该方法仅能反映城乡收入的相对倍数关系,既未考虑人口规模变动对整体差距的影响,也难以捕捉城乡内部收入分布的结构性差异。其后,相对更优的基尼系数开始被用于表征城乡收入差距<sup>[2]</sup>,这一表征变量虽能综合反映全社会收入分布的离散程度,但无法有效区分城乡间差距与城乡内部差距的独立贡献。目前,使用较多的是泰尔指数,这一指数通过熵值计算构建的分解框架,可将总体收入差距明确拆分为城乡组间差距和城乡组内差距两个维度,既能避免人口结构变化对测度结果的干扰,又能定量分析不同空间尺度对不平等程度的边际影响<sup>[3-5]</sup>。

关于城乡收入差距的影响因素,不同学者有

着各异的研究成果。何天立等利用面板数据研究城市化对城乡收入差距的影响,结果表明城市化水平的提高能有效缩小城乡收入差距<sup>[6]</sup>。程开明的研究则显示,由城市规模扩大引起的集聚效应也会对城乡收入差距产生影响,总体上城市经济水平越发达,城乡收入差距越小<sup>[7]</sup>。郑军等人的研究揭示了农村人力资本水平在普惠保险影响城乡收入差距中发挥着作用<sup>[8]</sup>。而刘新智等的研究也表明农村教育则是农村人力资本积累的动力及源泉,能够有效促进农民增收,进而影响城乡收入差距<sup>[9]</sup>。刘培林等则根据城乡二元结构理论开展研究,发现城乡劳动生产率的差异是造成城乡收入差距的根本原因<sup>[10]</sup>。另外,研究也发现农业产业集聚能够通过内部规模经济显著提高劳动生产率,而随着劳动生产率的提高,城乡收入差距也随之缩小<sup>[11-12]</sup>。农业产业的集聚还催生了农业机械服务的专业化供给,潘经韬等认为农业机械化水平的提高直接作用于农业生产环节,能够显著提升农业生产效率,节约生产成本<sup>[13]</sup>。农村居民也可以将更多精力分配到非农就业中,通过增加非农就业时间来增加农民工工资性收入<sup>[14]</sup>。

虽然学者从各自视角证明了影响城乡收入差距的多样性因素,但从研究聚焦和政策实施的角度考虑,核心关键因素必须聚焦。一些学者从城市的规模化生产中得到启示,认为同样代表农业规模化生产的农业产业集聚度可以做为影响城乡收入差距的核心关键因素。余士永等利用空间计量模型,发现产业集聚在缩小城乡收入差距上具有显著的正向影响,同时还与空间区域存在着相关性<sup>[15]</sup>。刘军等的研究认为,产业集聚对缩小城乡收入差距有着非线性的影响<sup>[16]</sup>。杨少雄等的研究表明,农业产业集聚通过提升市场经济效益以及农业的市场竞争力,能够显著地提高农民收入,缩小城乡收入差距<sup>[17]</sup>。杨传艳等通过定性比较方法,发现农业产业集聚与农民的经营性收入有着密切的联系,并且还存在着时间效应<sup>[18]</sup>。杨春红等认为,非农收入相对较高时,大量的农村劳动力将会转移到二、三产业中去,以提高家庭收入水平<sup>[19]</sup>。

## (二) 模型构建

依据上述分析,借鉴相关研究,再结合本研究的具体情况,构建基准回归模型,如公式(1)所示。

$$Gap_{it} = \beta_0 + \beta_1 LQ_{it} + \beta_2 LQsq_{it} + \beta_3 Control_{it} + \mu_{it} + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Gap_{it}$ 是城乡收入差距, $LQ_{it}$ 是农业产业集聚度, $LQsq_{it}$ 是农业产业集聚度的二次项; $Control_{it}$ 表示的是影响城乡收入差距的控制变量,包括农业机械化水平、产业结构、城镇化水平等; $\beta_0$ 为常数项, $\beta_2$ 表示农业产业集聚度和城乡收入差距之间的非线性关系; $\beta_3$ 为所有控制变量的回归系数, $\mu_{it}$ 和 $\theta_{it}$ 分别为时间和个体固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项, $i$ 表示不同对象, $t$ 表示时间。

为了进一步研究农业产业集聚度影响城乡收入差距是否存在中介作用,本文参考江艇<sup>[20]</sup>的研究构建中介模型,如公式(2)所示。

$$M_{it} = \phi_0 + \phi_1 LQ_{it} + \phi_2 LQsq_{it} + \phi_3 Control_{it} + \mu_{it} + \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $M_{it}$ 为中介变量,其他变量定义与公式(1)保持一致。

## (三) 变量说明

### 1. 被解释变量

被解释变量是城乡收入差距。借鉴武建辉等<sup>[21]</sup>、曾福生等<sup>[22]</sup>的研究,使用泰尔指数对公式(1)中的 $Gap_{it}$ 进行度量,如公式(3)所示。

$$Gap_t = \frac{I_{wt}}{I_t} \ln \left( \frac{I_{wt}}{I_t} / \frac{P_{wt}}{P_t} \right) + \frac{I_{ut}}{I_t} \ln \left( \frac{I_{ut}}{I_t} / \frac{P_{ut}}{P_t} \right) \quad (3)$$

式(3)中, $Gap_t$ 为城乡收入差距; $I_{wt}$ 为 $t$ 年份各地级市农村居民人均可支配收入; $I_{ut}$ 为 $t$ 年份各地级市城镇居民人均可支配收入; $I_t$ 为 $t$ 年份各地级市城镇与农村居民人均可支配收入总和; $P_{wt}$ 为 $t$ 年份各地级市农村人口数量; $P_{ut}$ 为 $t$ 年份各地级市城镇人口数量; $P_t$ 为 $t$ 年份各地级市总人口数量。

### 2. 解释变量

解释变量是农业产业集聚度。借鉴陈池波等<sup>[23]</sup>、吕超等<sup>[24]</sup>的研究,选择采用 $LQ$ 来衡量地区的农业产业集聚度,如公式(4)所示。

$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}/q_j}{Q_{ij}/Q_j} \quad (4)$$

式(4)中, $LQ_{ij}$ 为 $i$ 产业在全国的区位熵; $q_{ij}$ 为农业产业在 $j$ 地区的相关指标,即为浙江省各地级市农林牧渔业总产值; $q_j$ 为浙江省各地级

市的生产总值; $Q_{ij}$ 指在全国农林牧渔总产值; $Q_j$ 为全国生产总值。区位熵值越高,说明地区产业集聚水平就越高。通常情况下,当 $LQ_{ij}>1$ 时, $i$ 产业的集聚水平在全国产业中处于较高水平;反之,则处于中下游水平。

### 3. 控制变量

为了保证结果的有效性,借鉴王亚男等<sup>[25]</sup>、蔡亚龙等<sup>[26]</sup>、唐跃桓等<sup>[27]</sup>的研究,选取如下影响城乡收入差距的因素作为控制变量:

农业机械化水平(*Tech*):该指标采用农用机械总动力来衡量。

产业结构(*Ind*):该指标采用第三产业增加值占GDP比重作为观测指标。

教育水平(*Edu*):该指标采用政府教育支出与一般公共预算支出的比值来衡量。

城镇化率(*Urb*):该指标采用城镇人口与年末总人口的比值来衡量。

### 4. 中介变量

公式(2)中的 $M_{it}$ 为中介变量,参考郭辰焱等<sup>[28]</sup>研究,将经济发展水平与农业劳动生产效率作为中介变量。

农业劳动生产效率(*Apl*):采用农业总产值与农业从业人数的比值来衡量。

经济发展水平(*Gdp*):采用各地级市的年度国内生产总值来衡量。

## 二、研究区域及数据来源

### (一) 研究区域概况

浙江省陆域面积10.55万 $\text{km}^2$ ,其中山地丘陵占74.6%,平原盆地占20.3%,构成“七山一水二分田”的地理格局。城乡居民收入差距持续收窄,城乡收入比1.87:1,显著低于全国2.45:1的平均水平。作为全国首个共同富裕示范区,浙

江通过“一县一业”培育出安吉竹产业、诸暨珍珠等特色产业集群,使城乡居民收入倍差大幅下降。这种以县域经济为纽带、以产业振兴为抓手的发展模式,形成了“城市反哺乡村、乡村赋能城市”的双向循环机制。选择浙江作为研究对象,既因其在破解城乡二元结构方面具有制度创新样本价值,更因其探索出的“特色产业驱动型”共富路径,为全国中等收入经济体城乡融合发展提供了可借鉴的实践范式。

### (二) 数据来源

综合考虑浙江省各地级市的区域性以及样本的可获得性,本研究的指标采用了2012—2023年浙江省11个地级市的相关数据,数据主要来源于相应年度的《浙江省统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各地级市统计年鉴,并分别利用Stata17.0和Arcgis10.8做统计分析和绘图。

## 三、实证分析

### (一) 城乡收入差距的时空演化

为更好研究区域异质性,根据地形地貌、产业特点等,进一步将浙江省11个地级市划分为三个区域,分别是浙北地区(杭州、湖州、嘉兴和绍兴)、浙东地区(宁波、温州、台州和舟山)、浙中和浙西南地区(金华、丽水和衢州)。2012—2023年浙江全省及三个区域的城乡收入差距变化情况见图1a;2012、2017和2023年11个地级市城乡收入差距的核密度估计曲线见图1b;2012、2016、2020和2023年11个地级市的城乡收入差距变化情况见图2。

由图1a可知,2012—2023年期间浙江省城乡收入差距整体呈现持续收敛态势。从空间演变特征看,浙东沿海以及浙北传统发达地区的城乡

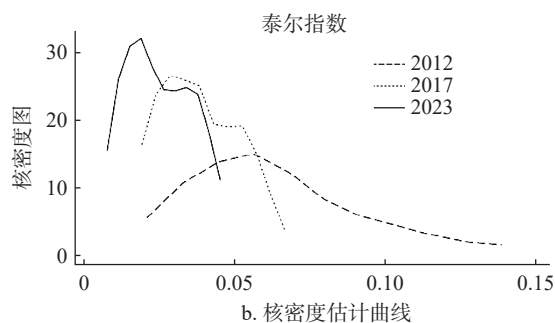
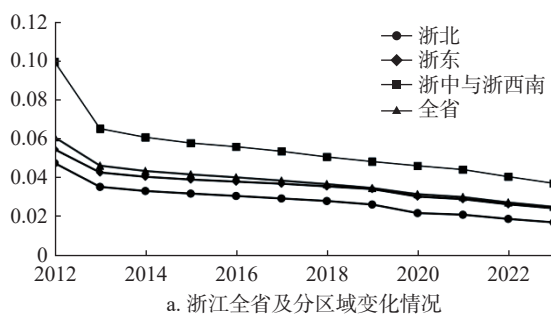


图1 2012—2023年浙江省城乡收入差距的变化趋势以及核密度估计曲线

收入差距始终保持在较低区间：浙北地区的城乡收入差距显著下降，尤其是 2013—2014 年降幅最大；浙东地区的城乡收入差距的下降趋势与全省基本保持相似水平；浙中与浙西南地区的城乡收入差距从 2012 年的 0.099 缩小至 2023 年的 0.037。虽然该地区的城乡收入差距绝对值仍处高位，但降幅最为显著，这得益于交通条件的改善，促进了城乡之间的要素流动和经济发展。

由图 1b 可知，城乡收入差距的核密度分布在这三年间发生了显著变化：2012 年的核密度曲线峰值较高且位置偏左，表明城乡收入差距集中在一个范围集中且较高的数值水平；到 2017 年，核密度曲线峰值有所降低且向右移动，城乡收入差距有波动的趋势；到 2023 年，核密度曲线峰值进一步降低且分布更为集中、向左移动。这表明城乡收入差距的离散程度在不断减小。

由图 2 可知，浙江省全省的城乡收入差距在逐年缩小，前期缩小趋势较为明显，后期进入常态化缩小阶段。这种全域收敛态势既体现了市场机制下要素配置效率的提升，更反映了省级财政转移支付、基本公共服务标准一体化等制度性安

排的关键作用，为全国城乡融合发展提供了“浙江解法”。

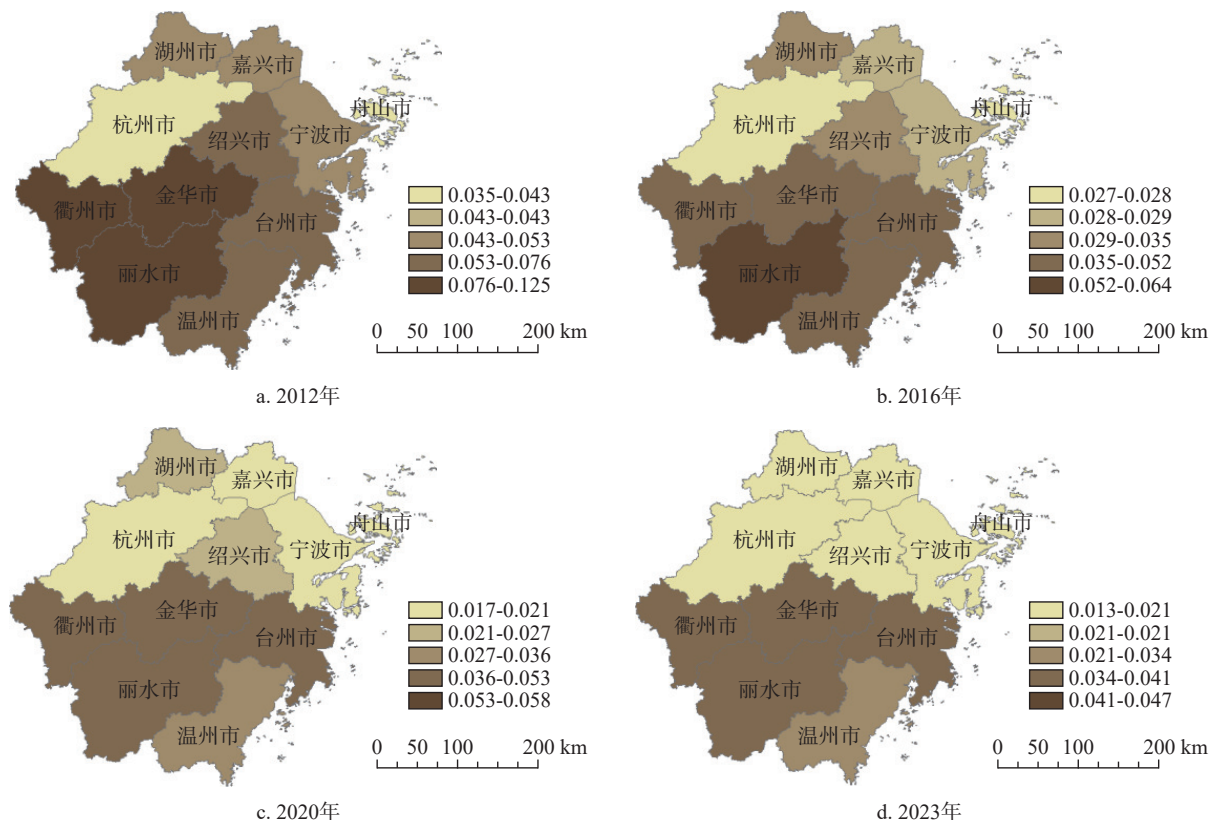
## (二) 城乡收入差距的影响机制

首先，利用公式(4)计算农业产业集聚度(LQ)，再结合前面计算得出的城乡收入差距(Gap)数据对两者及控制变量和中介变量进行描述性统计，如表 1 所示。

其次，利用公式(1)分析农业产业集聚度以及控制变量对城乡收入差距的影响机制，具体回归结果如表 2 中的列(1)和(2)所示。而后，利用公式(2)分析中介变量的传导机制，具体回归结果如表 2 中的列(3)和(4)所示。

## (三) 影响因素的作用机制

表 2 中列(1)和(2)分别为线性模型和非线性模型。先看列(1)，农业产业集聚度系数为负，但并未通过显著性检验，表明单纯线性关系无法有效捕捉产业集聚的复杂影响路径。再看引入二次项的列(2)，LQ 的一次项系数显著为负，二次项系数显著为正，符合“U”形曲线关系的数理特征，验证了集聚效应随发展阶段演变的动态规律。农业产业集聚初期能够有效降低农业生产成



注：基于中华人民共和国自然资源部(或国家测绘地理信息局)标准地图服务网站 GS(2024)0650 号标准地图制作，底图边界无修改

图 2 2012—2023 年浙江省 11 个地级市的城乡收入差距时空演化情况

表1 描述性统计结果

变量	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	<i>Gap</i>	132	0.038	0.017	0.014	0.036	0.124
解释变量	<i>LQ</i>	132	1.368	0.748	0.551	1.033	3.646
	<i>LQsq</i>	132	2.427	2.877	0.304	1.066	13.295
控制变量	<i>Urb</i>	132	0.659	0.077	0.466	0.660	0.842
	<i>Edu</i>	132	0.187	0.039	0.104	0.193	0.267
	<i>Tech</i>	132	191.759	65.353	95.280	184.280	367.740
	<i>Ind</i>	132	0.496	0.064	0.382	0.490	0.700
中介变量	<i>Gdp</i>	132	0.497	0.399	0.090	0.398	2.01
	<i>Apl</i>	132	0.149	0.097	0.022	0.142	0.463

表2 基准回归结果

解释变量	被解释变量: 城乡收入差距		被解释变量: 经济发展水平	被解释变量: 农业劳动生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LQ</i>	-0.005 (-1.286)	-0.036*** (-3.559)	-0.607*** (-2.689)	-0.301*** (-3.293)
<i>LQsq</i>		0.006*** (3.296)	0.071* (1.704)	0.066*** (3.925)
<i>Urb</i>	-0.050 (-1.465)	-0.086** (-2.494)	0.844 (1.112)	0.471 (1.535)
<i>Edu</i>	0.129*** (3.208)	0.108*** (2.751)	4.030*** (4.659)	-0.815** (-2.328)
<i>Tech</i>	-0.000 (-1.480)	-0.000** (-2.339)	-0.004*** (-6.251)	-0.001*** (-2.807)
<i>Ind</i>	-0.070*** (-4.352)	-0.001*** (-4.174)	1.429*** (4.201)	0.081 (0.591)
_cons	0.134*** (5.308)	0.196*** (6.399)	-0.521 (-0.769)	0.469* (1.710)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	132	132	132	132
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.951	0.956	0.962	0.896
<i>F</i>	78.961	83.581	96.736	33.110
Utest检验				
Extreme point	-	2.912	-	-
Slope at LB	-	-0.029***(-3.551)	-	-
Slope at UB	-	0.009*(1.628)	-	-
Overall test <i>P</i> 值	-	0.008	-	-

注: \*\*\* $P < 0.01$ , \*\* $P < 0.05$ , \* $P < 0.10$ , 下同。

本,使农户经营性收入大幅度增长;当农业产业集聚跨越临界值后,要素竞争加剧产生负向边际效应,产生土地成本上升、环境承载压力增大及产业链配套不足等问题,这种结构性扭曲使得城乡收入差距逐渐扩大。

Utest 检验结果为非线性关系的稳健性提供了统计支撑<sup>[29]</sup>。下限斜率-0.029表明,当农业区位熵低于2.912时,产业集聚每提升1单位将引致城乡收入差距下降0.029单位,与集聚经济阶段

特征相契合。

中介效应检验结果表明,农业产业集聚对城乡收入差距的作用路径存在显著的中介机制。表2的列(3)中以地区经济发展水平作为中介变量时,*LQ*的系数为负,*LQsq*的系数为正,仍然呈现“U”形关系。当集聚水平初步上升时,规模经济效应开始显现,产业集群通过降低交易成本、吸引配套服务业等形成正外部性,推动GDP增长,从而使得城乡收入差距缩小。表2的列

(4)中, 农业劳动生产率中介路径显示更强的非线性特征,  $LQ$  与  $LQsq$  均在 1% 水平显著。这揭示了农业产业集聚对生产效率的双重作用机制: 在“U”形曲线左侧, 专业化分工深化促进“干中学”效应, 新品种推广速度提升、机械化作业成本下降; 而当集聚跨越拐点后, 土地细碎化与劳动力技能错配导致要素利用效率下降。

#### (四) 内生性和稳健性检验

内生性检验结果见表 3 的列(1)~(3), 稳健性检验结果见表 3 的列(4)和(5)。

首先, 采用工具变量法进行内生性处理, 并基于时间维度上的外生性假设, 使用  $LQ$  和  $LQsq$  的滞后一期作为工具变量。工具变量需满足与内生变量相关且与误差项无关的条件, 滞后项因时间前置性可规避当期反向因果问题, 同时与当期集聚水平存在动态关联。回归结果如表 3 所示, 第一阶段回归结果显示, 在列(1)中, 滞后一期  $LQ$  对当期  $LQ$  在 1% 水平显著, 证实工具变量与内生变量存在强相关性; 而在列(2)中, 滞后一期  $LQsq$  对当期  $LQsq$  同样显著, 满足相关性条件。Anderson LM 统计量拒绝工具变量识别不足的原假设, Cragg-Donald Wald F 统计量远超 10% 临界值, 说明工具变量强度足够, 有效缓解弱工具变量偏误。

第二阶段回归中,  $LQ$  系数与  $LQsq$  系数均在 1% 水平显著, 符号方向与基准模型一致, 证实农业产业集聚对城乡收入差距的“U”形影响具有内生性修正后的稳健性。控制变量中城镇化率系数、产业结构系数保持显著负向, 教育支出系数延续正向作用, 与基准回归结论形成呼应。工具变量法的检验结果整体表明, 在控制内生性偏误后, 核心解释变量的非线性效应依然稳健。

其次, 通过滞后一期回归与双边 1% 水平上缩尾处理进行稳健性检验。滞后一期处理将解释变量  $LQ$ 、 $LQsq$  替换为前一期数值, 旨在消除反向因果干扰。双边 1% 缩尾处理则通过剔除数据两端 1% 极端值, 降低异常观测值对参数估计的扭曲效应。这两种方法分别从时序因果链与数据分布稳健性角度切入, 共同增强研究结论的可信度。列(4)滞后一期回归结果显示, 滞后  $LQ$  系数在 1% 水平显著为负, 滞后  $LQsq$  系数同样显著为正, 证实产业集聚的非线性效应具有时滞特征。当期  $LQ$  与  $LQsq$  的系数方向与基准模型完全一

致, 说明即使考虑变量影响的滞后结构, “U”形关系的统计显著性依然强化。列(5)双边缩尾处理后,  $LQ$  系数与  $LQsq$  系数保持 1% 水平显著, 且数值较基准模型更为稳健, 证明极端值剔除未改变核心变量的作用方向与统计推断结论。

#### (五) 区域异质性检验

考虑到空间分异使得产业集聚的增收效应必然呈现梯度化特征, 对浙江省不同地区分组回归以揭示其内在机理, 结果如表 4 所示。

作为浙江省经济最成熟的区域, 浙北地区的产业布局已趋于稳定, 城市化进程高度发达, 城乡基础设施和公共服务相对均衡, 导致产业集聚的边际效应显著弱化, 新增集聚难以对城乡资源配置产生结构性改变。

浙东沿海地区正处于产业快速扩张与结构转型期, 其产业集聚尚未达到稳态, 边际效应更为敏感。 $LQ$  的一次项显著为负, 表明初期产业集聚通过资源集中释放规模效应, 吸引农村劳动力向城镇转移, 短期内显著缩小城乡收入差距; 而二次项显著为正, 则暗示集聚程度超过临界值后, 可能因资本过度向核心区域倾斜、要素竞争加剧, 导致城乡差距重新扩大, 形成“U”形曲线。

浙中和浙西南地区正处于产业梯度转移与集聚红利释放的关键期。产业集聚初期通过吸纳农村剩余劳动力, 促进城乡要素流动, 从而显著缩小收入差距; 当集聚程度突破阈值后, 核心城市对周边农村的“虹吸效应”加剧, 导致城乡差距重新扩大。这种“U”形效应相比浙东沿海地区更强烈。

## 四、结论与政策建议

### (一) 研究结论

基于 2012—2023 年浙江省 11 个地级市的数据样本, 借助双向固定效应模型以及中介效应模型, 探讨了农业产业集聚水平与缩小城乡收入差距的时空演变规律, 并进一步实证研究了两者之间的关系, 得到结论如下: (1) 农业产业集聚水平与城乡收入差距之间呈现显著的“U”形关系, 即随着农业产业集聚水平的不断提高, 城乡收入差距呈现出先减小后增大的变化趋势。(2) 经济发展水平和农业劳动生产率是农业产业集聚影响城乡收入差距的中介变量。在集聚初期, 产业集中通过规模化生产和技术溢出提升区域经济总量

表3 内生性和稳健性检验结果

变量	第一阶段		第二阶段	被解释变量: 城乡收入差距	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>LQ</i>	<i>LQsq</i>	<i>Gap</i>		
<i>l_LQ</i>	0.952*** (6.288)	0.462 (0.522)		-0.015*** (-4.249)	
<i>l_LQsq</i>	-0.038 (-1.390)	0.640*** (3.986)		0.003*** (3.876)	
<i>LQ</i>			-0.018*** (-4.703)		-0.022*** (-3.519)
<i>LQsq</i>			0.003*** (4.107)		0.004*** (3.362)
<i>Urb</i>	-0.597 (-1.170)	-4.436 (-1.459)	-0.042*** (-3.750)	-0.044*** (-3.606)	-0.050** (-2.338)
<i>Edu</i>	2.370*** (3.962)	12.310*** (3.524)	0.035** (2.466)	0.029** (2.070)	0.114*** (4.588)
<i>Tech</i>	0.002*** (4.178)	0.009*** (4.046)	-0.000*** (-2.932)	-0.000*** (-3.098)	-0.000* (-1.734)
<i>Ind</i>	0.336 (1.501)	2.434* (1.861)	-0.039*** (-8.324)	-0.038*** (-7.084)	-0.050*** (-5.158)
<i>_cons</i>	-0.322 (-0.692)	-2.146 (-0.789)	0.128*** (12.750)	0.127*** (11.460)	0.142*** (7.440)
<i>N</i>	121	121	121	121	132
<i>R</i> <sup>2</sup>	-	-	0.993	0.993	0.981
<i>F</i>	-	-	500.7	521.515	195.128
Anderson canon. corr. LM统计量		77.31***		-	-
Cragg-Donald Wald F统计量		83.17(大于10%的临界值)		-	-

表4 区域异质性检验结果

变量	被解释变量: 城乡收入差距		
	浙北地区	浙东沿海地区	浙中和浙西南地区
<i>LQ</i>	0.002 (0.151)	-0.058*** (-4.716)	-0.308** (-2.404)
<i>LQsq</i>	-0.005 (-1.119)	0.010*** (4.799)	0.082** (2.257)
<i>Urb</i>	-0.070** (-2.696)	-0.082** (-2.461)	-0.172 (-1.459)
<i>Edu</i>	0.027 (0.828)	0.003 (0.083)	-0.249 (-1.629)
<i>Tech</i>	0.000 (0.762)	-0.000** (-2.215)	-0.000 (-1.400)
<i>Ind</i>	0.005 (0.253)	-0.017* (-1.806)	0.122 (1.019)
<i>_cons</i>	0.079*** (3.866)	0.209*** (5.407)	0.517*** (4.433)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	48	48	36
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.991	0.992	0.976
<i>F</i>	154.204	168.874	34.029

与农业生产效率,带动农村就业机会增加和收入增长,从而缩小城乡差距;但随着集聚程度加深,经济资源过度向城镇或核心区倾斜,劳动生产率提升的边际效益递减,导致农村地区难以共享发展红利,城乡差距再度扩大。(3)农业产业集聚在浙东尤其是浙中和浙西南地区对城乡收入差距的影响更为显著,而浙北地区由于产业布局已经相对成熟,受到的影响较为微弱。

## (二) 政策建议

首先,应当建立动态监测与阈值预警机制,结合各地区集聚度极值拐点,构建产业集聚水平动态监测体系,对接近临界值的区域实施土地供应限制、税收调节等干预措施,抑制过度集聚导致的资源虹吸效应。其次,实施区域差异化调控策略:在浙东沿海地区推动产业链向农村延伸,将高附加值环节布局到邻近乡村,提升农村产业竞争力;在浙中和西南地区则优先完善跨区域交通网络,降低城乡要素流动成本,吸引劳动密集型产业落地;浙北地区需要深化城乡融合改革试

点,通过户籍制度松绑、公共服务均等化激活存量资源,减少对产业集聚的路径依赖。最后,强化农业劳动生产率与经济协同驱动,推广农业机械化与智慧农业技术,鼓励小农户联合采购设备,降低技术应用门槛,并设立区域性农业技术推广中心,培育新型职业农民。

#### [参考文献]

- [1] 陈斌开,林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(4): 81.
- [2] 刘畅. 城乡医保统筹能缩小居民收入差距吗: 基于收入端与支出端的研究[J]. 经济经纬, 2025, 42(2): 29. DOI: 10.15931/j.cnki.1006-1096.20250325.002.
- [3] 崔凡,朱新武. 数字农业新质生产力、农村劳动力转移与城乡收入差距[J]. 统计与决策, 2025, 41(5): 25. DOI: 10.13546/j.cnki.tjyj.2025.05.004.
- [4] 秦蒙,刘修岩,胡潇男. 区域中心城市规模、市场一体化与城乡收入差距[J]. 财贸经济, 2025, 46(2): 159. DOI: 10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20250210.001.
- [5] 徐彩瑶,钱晨,孔凡斌. 数字乡村建设能否缩小城乡收入差距: 基于农业科技进步中介和门槛效应的实证检验[J]. 农业技术经济, 2024(12): 4. DOI: 10.13246/j.cnki.jae.2024.12.003.
- [6] 何天立,张鑫宇,蔡超. 城市化、科技进步对城乡收入差距的影响: 基于山东面板数据的分析[J]. 山东工商学院学报, 2022, 36(6): 57. DOI: 10.3969/j.issn.1672-5956.2022.06.006.
- [7] 程开明. 聚集抑或扩散: 城市规模影响城乡收入差距的理论机制及实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2011(8): 14. DOI: 10.3969/j.issn.1000-596X.2011.08.002.
- [8] 郑军,邓明珠. 普惠保险、农村人力资本投资与城乡收入差距[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(3): 76. DOI: 10.16339/j.cnki.hdxbcjb.2024.03.010.
- [9] 刘新智,刘雨松. 城镇化进程中农村人力资本积累对农民收入增长的影响[J]. 当代经济研究, 2016(6): 69. DOI: 10.3969/j.issn.1005-2674.2016.06.011.
- [10] 刘培林,钱滔,黄先海,等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 117. DOI: 10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0111.
- [11] 杜建军,谢家平,刘博敏. 中国农业产业集聚与农业劳动生产率: 基于275个城市数据的经验研究[J]. 财经研究, 2020, 46(6): 49. DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.06.004.
- [12] 俞彤晖. 科技服务业集聚、地区劳动生产率与城乡收入差距[J]. 华东经济管理, 2018, 32(10): 114. DOI: 10.19629/j.cnki.34-1014/f.180508018.
- [13] 潘经韬,陈池波,龚政. 农业机械化对农民增收的空间效应分析: 基于农机跨区作业的视角[J]. 中国农机化学报, 2023, 44(11): 231. DOI: 10.13733/j.jcam.issn.2095-5553.2023.11.033.
- [14] 刘洋,颜华. 县域金融集聚、农业机械化与农民收入增长: 基于河南省县域面板数据的经验分析[J]. 农业技术经济, 2021(12): 60. DOI: 10.13246/j.cnki.jae.2021.12.002.
- [15] 余士永,李焱求,聂续东. 产业集聚与城乡收入差距: 基于动态空间杜宾模型的实证分析[J]. 中国商论, 2024(5): 135. DOI: 10.19699/j.cnki.issn2096-0298.2024.05.135.
- [16] 刘军,王佳玮,杨浩昌. 产业集聚对城乡居民收入差距的影响: 基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 农村经济, 2015(5): 44.
- [17] 杨少雄,苏岚岚,孔荣,等. 农民收入质量: 逻辑建构、测度评价与动态演进[J]. 中国农村经济, 2023(8): 18. DOI: 10.20077/j.cnki.11-1262/f.2023.08.002.
- [18] 杨传艳,马琼,周子渭. 农业产业集聚背景下驱动农民经营性收入增长的组态效应: 基于动态fsQCA的联动效应探析[J]. 地理研究, 2025, 44(3): 711. DOI: 10.11821/dlyj020240316.
- [19] 杨春红,凌志东,李小燕. 农业机械化、非农就业与农村相对贫困[J]. 税务与经济, 2025(2): 70. DOI: 10.3969/j.issn.1004-9339.2025.2.swyjj202502009.
- [20] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100. DOI: 10.19581/j.cnki.cie-journal.2022.05.005.
- [21] 武建辉,杨泽云,秦涛,等. 数字普惠金融对缩小城乡收入差距的影响[J]. 统计与决策, 2025, 41(2): 66. DOI: 10.13546/j.cnki.tjyj.2025.02.011.
- [22] 曾福生,郭楚月. 交通基础设施建设对城乡收入差距的影响及其空间效应[J]. 经济地理, 2025, 45(1): 145. DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2025.01.015.
- [23] 陈池波,孟权,潘经韬. 乡村振兴背景下农产品加工业集聚对县域经济增长的影响: 湖北例证[J]. 改革, 2019(8): 109.
- [24] 吕超,周应恒. 我国农业产业集聚与农业经济增长的实证研究: 基于蔬菜产业的检验和分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2011, 11(2): 72. DOI: 10.3969/j.issn.1671-7465.2011.02.012.
- [25] 王亚男,张明斗. 农业产业集聚与城乡收入差距: 基于社会资本调节效应的再考察[J]. 江汉论坛, 2022(10): 27. DOI: 10.3969/j.issn.1003-854X.2022.10.004.
- [26] 蔡亚龙,廖添土. 流通产业集聚对城乡收入差距的影响机制: 基于省域面板数据的空间计量研究[J]. 福建商学院学报, 2022(4): 34. DOI: 10.19473/j.cnki.1008-4940.2022.04.006.
- [27] 唐跃桓,杨其静,李秋芸,等. 电子商务发展与农民增收: 基于电子商务进农村综合示范政策的考察[J]. 中国农村经济, 2020(6): 75.
- [28] 郭辰隼,黄圣男,王国刚. 农产品加工业集聚对农民收入的影响机制分析: 以黑龙江省地级市为例[J/OL]. 中国农业资源与区划, 1-12[2025-03-27]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20240625.1729.016.html>.
- [29] LIND J T, H MEHLUM. With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72(1): 109. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2009.00569.x.