城市群建设对城乡收入差距的政策效应

-基于统一大市场的视角

张 瑜

西南大学经济管理学院, 重庆

收稿日期: 2024年11月29日: 录用日期: 2024年12月11日: 发布日期: 2025年1月16日

城市群作为区域高质量发展的重要载体,其规划政策的实施是否有利于加快建设统一大市场、进而优化 收入分配格局值得探讨。因此文章通过多时点双重差分方法从统一大市场的视角经验分析了城市群建设 对城乡收入差距的政策效应。研究表明,在目前经济发展阶段,城市群规划政策的实施短期内扩大了城 乡收入差距,表现为在发展更为成熟的城市群、经济更为发达的地区,这种政策效应相对较弱,究其原 因在于城市群建设促进了要素畅通流动,推进统一大市场的构建,但集聚效应增加了城乡之间的要素错 配程度,在市场规模越大的地区城市群政策效应越大也验证了这一结论。

关键词

城市群政策,城乡收入差距,统一大市场,要素流动

The Policy Effect of Urban Agglomeration **Construction on the Urban-Rural Income Gap**

—From the Perspective of a Unified Market

Yu Zhang

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: Nov. 29th, 2024; accepted: Dec. 11th, 2024; published: Jan. 16th, 2025

Abstract

As an important carrier of regional high-quality development, it is worth exploring whether the

文章引用: 张瑜. 城市群建设对城乡收入差距的政策效应[J]. 金融, 2025, 15(1): 179-189.

DOI: 10.12677/fin.2025.151020

implementation of planning policies of urban agglomerations is conducive to accelerating the construction of a unified market and optimizing the pattern of income distribution. Therefore, this paper empirically analyzes the policy effect of urban agglomeration construction on the urban-rural income gap from the perspective of a unified market through the multi-time difference-in-difference method. The results show that in the current stage of economic development, the implementation of urban agglomeration planning policy has widened the income gap between urban and rural areas in the short term, which is manifested in the more mature urban agglomerations and more economically developed areas, and the policy effect is relatively weak, because the construction of urban agglomerations promotes the smooth flow of factor markets and promotes the construction of a unified market, but the agglomeration effect increases the degree of factor mismatch between urban and rural areas. In the area where the market is larger, the greater the policy effect of urban agglomeration, which also verifies from the side that the smooth flow of factors has exacerbated the inequality between urban and rural areas in the current development stage.

Keywords

Urban Agglomeration Policy, Urban-Rural Income Gap, A Unified Market, Factor Flow

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0). http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/



Open Access

1. 引言

作为拥有超大规模国内市场的国家,构建统一大市场是畅通国内大循环、发挥大国优势的必然要求。 政府可以通过制定相关政策法规、进行基础设施建设等措施有效抑制阻碍要素自由流动的制度因素和非 制度因素[1],完善要素市场,有利于加快建设统一大市场。其中,城市群的建设要求各地区政府参与并 协调合作,是行政力量驱动市场一体化的重要政策。这是一场对要素市场的深化改革,致力于打破市场 壁垒,健全要素市场运行机制,促进要素在更大范围内畅通流动,必将对收入的分配格局产生影响,尤 其是城乡之间的收入差距。因此,本文从统一大市场的视角探索了城市群建设过程中优化收入分配格局 的路径,为解决现阶段我国居民收入差距长期居高难下的难题提供思路。

那么,城市群的建设在推进区域市场统一的同时,是否缩小了收入差距?通过梳理文献发现,学者在城市群的建设对收入差距的影响研究方面得到的结论并不一致:新古典经济学家强调后发优势,落后经济体与发达经济体之间的差距将不断缩小,最终实现经济增长收敛,部分学者的研究表明,中国城市群形态多中心的性质对城乡收入差距具有显著的负向影响[2];而新经济地理学家[3]认为,通过促进贸易和要素流动,更深层次的经济一体化将创造规模经济、专业分工和经济集聚的新机会,这可能会在经济增长、要素积累和收入方面产生区域差异——核心地区的 GDP 增长速度快于外围地区,从而导致不平等加剧,已有研究证实了中国城市群地区的农村居民收入不平等程度增速高于非城市群地区[4]。

除了探究城市群建设是否会缩小城乡收入差距外,还有以下问题待解决:如果城市群建设会缩小或者拉大城乡差距,其影响机制是什么?是否与统一大市场的构建紧密相关?该政策效应是否会在不同发展水平的城市群之间存在差异?

本文的边际贡献有以下几点:一是不同于过去的文献多聚焦于城市群的特征,如城市群的空间结构 [5] [6]、生产要素[7] [8]、产业结构[9]、金融发展[10]等,或者以某个或某几个城市群为例探索其特征的

收入分配效应[11]-[14],本文直接从城市群建设的政策效应这个角度出发;二是从构建统一大市场的视角 厘清城市群建设规划政策与城乡收入差距之间的内在逻辑,为全国统一大市场的构建、城乡融合发展提 供经验证据;三是基于城市群政策的实施构造准自然实验,实证检验要素市场的区域统一与城乡收入差 距之间的关系,缓解了研究对象之间的内生性。

余下部分的结构安排为:第二部分为制度背景和理论机制的分析;第三部分介绍实证检验所用的变量、数据和模型;第四部分为回归分析和检验结果等;第五部分总结本文结论并据此提出相应的政策建议。

2. 制度背景与理论分析

2.1. 制度背景

在转型发展的关键时期,实现城乡和区域的协调发展是我国经济高质量发展的重要主题。城市群建设的一个重要目标就是打破行政区域规划限制,促进区域协同发展。因此国务院相继批复了各大城市群的发展规划,推进城市群要素畅通流动、产业分工协作。我国目前共布局了 19 个国家级城市群,其中优化提升 5 个:京津冀、长三角、珠三角、成渝、长江中游等;发展壮大 5 个:山东半岛、粤闽浙沿海、中原、关中平原、北部湾等;培育发展 9 个:哈长、辽中南、山西中部、黔中、滇中、呼包鄂榆、兰州一西宁、宁夏沿黄、天山北坡等。其中,辽中南、宁夏沿黄、天山北坡尚未批准,山东半岛、山西中部、黔中已获省级批准,粤闽浙沿海城市群在十四五规划中首次被提及,在样本期间尚未发布正式规划。因此本文选取了国家层面正式发布发展规划的 12 个城市群进行研究。

2.2. 城市群政策对收入分配的影响机制

中国计划体制遗留下来的市场分割问题,尤其是要素市场的建设问题,迄今为止并没有得到根本解决。由于过去的速度型追赶战略,中国充分发挥了政府的能动作用,在一定程度上忽视了市场的功能。在改革开放过程中,政府在经济活动中发挥了巨大的作用,财政分权激励着政府加大基础设施建设力度和提高外资吸引水平,促进了当地经济发展;但同时也造成了一些负面效应:为在晋升锦标赛中取得优秀排名,地方政府往往具有明显的地方保护和城市倾斜导向,区域之间缺乏合作,造成了市场分割,尤其是城乡之间资本劳动要素市场的分割。

城市群的建设要求实现城市之间多层次、常态化的协商协调机制,政策的有效实施将打通财政分权对要素流动的阻碍,使各区域之间的联系更加紧密。这种更深层次的市场合作和统一将发挥规模经济和专业分工的优势,对经济发展和收入分配产生影响。在某一区域空间上,基于新经济地理学派的理论,经济活动将非均衡分布,其中规模效应和知识溢出等促使要素的集聚,贸易成本、人口拥挤等将促使要素的扩散。在发展初期,在区域内比农村更具优势的城镇将吸引要素的集聚,促进自身率先发展,这种集聚效应将拉大城乡之间的差距;在发展到一定阶段后,城镇的溢出效应促使要素向边缘地区一一农村回流,带动农村获得更好的发展,从而缩小城乡之间的差距。将我国城市群的发展阶段划分为培育、发展、成熟三个阶段,培育阶段的城市群发展水平相对落后,有限的资源将更多的投入到更有优势的区域增长极以得到快速发展;发展阶段的城市群经济发展水平已经较高,城市已经具备了向农村扩散的能力,但此时城市的集聚效应大于溢出效应,城乡之间的差距仍在扩大;成熟阶段的城市群经济发展水平已经达到了集聚效应小于扩散效应、而更加注重全面平衡的程度,核心边缘的极化发展不再必要,实现了经济一体化,改变了二元经济结构,城乡之间融合程度较高。在政策实施期间,我国大多数城市群仍处于培育和发展阶段,因此要素的畅通流动将导致资源向核心区域的集聚,城乡之间的差距在短期内扩大。

研究假设:城市群的建设通过协调区域发展,促进要素市场的统一,短期内扩大城乡收入差距。

3. 研究设计

为验证上述假设,本部分对实证检验进行了研究设计,选取并构建合适的变量,以国家层面正式发布的城市群规划政策范围内的地级市为研究对象,整理其 2013 年到 2020 年的相关数据,通过构建多时点双重差分模型进行实证分析。

3.1. 变量选取

3.1.1. 被解释变量

在梳理文献过程中发现学者常用城镇人均可支配收入与农村人均可支配收入的比值来衡量城乡收入 差距,但该指标不能反映城乡人口所占比重;基尼系数将总人口划分为不同的收入阶层,度量的是总的 收入差距而不是城乡收入差距;泰尔指数将人口因素考虑在内,且与基尼系数对收入中间阶层比较敏感 的特征不同,泰尔指数对收入阶层两端更敏感,由于城乡收入差距主要是两端的变化,因此泰尔指数最 为合适[15]。泰尔指数的计算公式为:

$$theil_{it} = \sum_{j=1}^{2} \left(\left(\frac{p_{ij,t}}{p_{it}} \right) \ln \left(\frac{\frac{p_{ij,t}}{p_{it}}}{\frac{z_{ij,t}}{z_{it}}} \right) \right) = \left(\frac{p_{1it}}{p_{it}} \right) \ln \left(\frac{\frac{p_{1it}}{p_{it}}}{\frac{z_{1it}}{z_{it}}} \right) + \left(\frac{p_{2it}}{p_{it}} \right) \ln \left(\frac{\frac{p_{2it}}{p_{it}}}{\frac{z_{2it}}{z_{it}}} \right)$$

$$(1)$$

其中,i 表示地级市,t 表示时期,j=1,2 分别表示城镇地区和农村地区, $p_{ij,t}$ 表示 i 地级市 j 地区(城镇或农村)的总收入, p_{it} 表示 i 地级市的总收入, $z_{ij,t}$ 表示 i 地级市j 地区(城镇或农村)的人口, z_{it} 表示 i 地级市的总人口。

3.1.2. 解释变量

本文将通过国家层面批准的城市群规划政策内的地级市作为实验组,其余地级市作为对照组,构建虚拟变量 did,考虑到政策的滞后性,将批准年份以后的年份设置为 1,批准当年及以前年份和未批准地级市均设置为 0。

3.1.3. 中介变量

本文用资本和劳动的资源错配程度来衡量市场一体化程度,探究城市群建设是否通过促进统一市场 建设,减轻市场分割,优化要素配置来影响收入分配格局。

本文借鉴白俊红等[16]做法,参照其计算地区之间资源错配程度的方法,分别核算了各地级市城乡之间资本和劳动力的要素错配程度。将经济体分为城镇和农村两个部门,基于数据可得性定义第一产业为农村部门,第二、三产业为城镇部门。对地级市 i 城乡资源错配程度衡量的资本错配指数 $\tau_{\kappa i}$ 和劳动错配指数 $\tau_{\kappa i}$ 为:

$$\gamma_{Ki} = \frac{1}{1 + \tau_{Ki}} \tag{2}$$

$$\gamma_{Li} = \frac{1}{1 + \tau_{Li}} \tag{3}$$

其中, γ_{Ki} 和 γ_{Li} 为要素价格绝对扭曲系数,表示资源相对没有扭曲时的加成情况。在实际测算中用价格相对扭曲系数来替代。

由于资源配置不足 $\tau>0$,配置过度 $\tau<0$,因此对指数进行绝对值处理,数值越大,错配程度越大。最终得到城镇资本要素错配程度 misku,农村资本要素错配程度 miskr,城镇劳动要素错配程度 mislu,农村劳动要素错配程度 mislr。

3.1.4. 控制变量

参考相关文献后,本文控制一系列可能影响城乡收入差距的因素,包括经济发展水平(lpgdp),以各地级市人均生产总值的对数值来衡量;城镇化水平(urbanization),以各地级市城镇人口占常住人口的比值来衡量;政府支出(gover),以各地级市地方财政一般公共预算支出占地区生产总值的比重来衡量;金融发展水平(fin)能够影响地区的居民和企业的投资和创业水平,金融水平的差异将导致收入水平的差异,以年末金融机构各项存贷款余额之和与地区生产总值之比来衡量;产业结构(industrial)的优化调整会促使资源要素从低生产率部门流向高生产率部门,进而影响地区收入差距,以第三产业增加值占地区生产总值比重来衡量;对外开放程度(open)造成的人才流动和技术溢出对收入分配产生影响,以货物进出口额与地区生产总值的比值来衡量;人力资本水平(education)是经济发展的持续动力,以高技能劳动力数量占各地级市常住人口的比重来衡量,这里的高技能劳动力定义为各地级市专科及本科在读生数量。

3.2. 数据说明

作为研究对象的 273 个地级市的数据来源于各省统计年鉴、《中国区域经济统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》和各地级市国民经济和社会发展统计公报,由于农村人均可支配收入和固定资产投资的统计口径在 2013 年发生变更,而新冠疫情在 2019 年末全面爆发后对经济造成严重的负面冲击,因此,为缓解数据本身带来的偏误,本文时间跨度选取为 2013~2020 年。由于直辖市与地级市之间的差距过大,本文仅考虑地级市,也不包括盟、州、示范区等数据难获得的地区。由于新疆、西藏、港澳台地区数据缺失过多,深圳市完全城市化无农村数据,毕节、铜仁、儋州、海东数据缺失过多,巴中、资阳、中卫、贵港人力资本水平无数据,因此未纳入样本。少量缺失值采用插值法补齐。固定资产投资 2018~2020 年相关数据根据增长速度计算得到。对所有数据进行上下 1%缩尾处理,覆盖原始值。主要变量的具体情况见表 1:

Table 1. Descriptive statistics of variables 表 1. 变量描述性统计

variable	N	mean	p50	sd	min	max
theil	2184	0.0712	0.0624	0.0376	0.00780	0.182
gap	2184	2.297	2.221	0.427	1.531	3.500
did	2184	0.257	0	0.437	0	1
lpgdp	2184	10.76	10.74	0.540	9.394	12.02
fin	2184	0.0254	0.0227	0.0109	0.0109	0.0679
gover	2184	0.209	0.182	0.101	0.0825	0.625
industrial	2184	0.432	0.428	0.0897	0.243	0.686
urbanization	2184	0.569	0.551	0.135	0.288	0.934
open	2184	0.159	0.0731	0.239	0.00140	1.460
education	2184	0.0178	0.0110	0.0196	0.00130	0.0981

3.3. 模型构建

国家层面陆续批准了一系列城市群的建设规划,推进区域一体化建设。这项国家重大区域战略的实施,推动统一大市场的建设,促进要素的充分流动,可能使城乡之间的收入分配在政策实施前后产生差异。本文试图通过双重差分法来有效识别政策冲击对城乡收入差距的影响。由于各个城市群规划的批准时间不同,采用多时点双重差分方法来进行评估政策实施效果:

$$y_{it} = \alpha + \beta \operatorname{did}_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{it}$$
(4)

被解释变量 y 是指地级市 i 在 t 年城镇与农村之间的收入差距;解释变量 did 是地级市 i 在 t 年是否实施了城市群建设规划的虚拟变量,若实施则 t 年以后年度均取值为 1,反之为 0; Z 代表了 t 年影响城乡收入差距的一系列控制变量,包括经济发展水平、城镇化水平、政府支出、金融发展水平、产业结构升级、对外开放程度、人力资本水平。

4. 实证分析

4.1. 基准回归

考虑到规划政策内的地级市并非完全是随机选取的,同时实验组和对照组之间在本身特征上的差异也可能导致偏差,本文采用倾向得分匹配方法来筛选样本。具体而言,选择经济发展水平、城镇化水平、政府支出、金融发展水平、产业结构、对外开放程度、人力资本水平等特征变量,使用 logit 模型计算倾向得分并进行匹配。由于采用多时点双重差分模型,因此采用了逐期匹配的方法,进行 K 最近邻匹配缓解内生性问题后再回归。

平行趋势检验结果见<mark>图 1</mark>,城市群建设的政策效应在实施前不显著,滞后两期显著,研究样本通过了平行趋势检验。

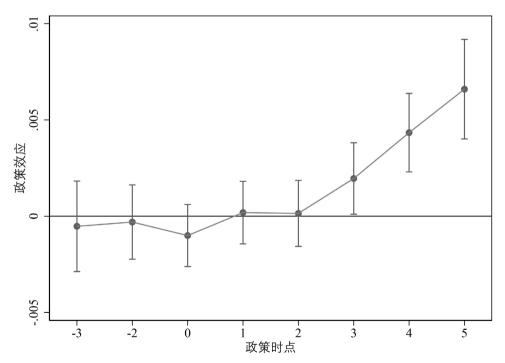


Figure 1. Parallel trend test 图 1. 平行趋势检验

基准回归结果见表 2。(1)列结果表明城市群政策的实施显著扩大了城乡之间的收入差距。这是因为城镇相比于农村而言,具有一定的规模效应,作为区域内的核心增长极,吸引要素的能力显著高于农村,这种集聚效应将促进城镇的快速发展。当城镇发展成熟后,将发挥其扩散效应,辐射带动周边农村地区。但目前我国大多数城市群还在发展阶段,要素流动阻碍的缓解使得集聚效应更加明显,即要素流向区域的"核心"部分——城镇,促进其率先发展,尚没有达到扩散效应更为显著的成熟阶段,因此城乡差距被显著拉大。

第(2)~(3)列分别以城镇和农村的人均可支配收入的对数作为被解释变量做基准回归,发现城市群政策显著促进城镇和农村的人均收入增长,但城镇增长速度快于农村。验证了上述分析。

Table 2. Baseline regression 表 2. 基准回归

W:	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables	theil	lurban	lrural	gap
	0.00112**	0.0161***	0.00678*	0.0163*
did	(0.000551)	(0.00339)	(0.00380)	(0.00842)
G	0.168***	10.00***	8.893***	2.945***
Constant	(0.0112)	(0.0691)	(0.0775)	(0.172)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
Observations	1507	1507	1507	1507
R-squared	0.625	0.950	0.954	0.395
Number of id	273	273	273	273

注: Standard errors in parentheses, ****p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1 (下同)。

4.2. 稳健性检验

通过对基准回归结果的分析,发现城市群建设确实对城乡收入差距具有显著的正向影响,但研究结论的稳健性需要进一步考证,因此本文采取了一系列方法探讨了可能影响结论的其他因素。

4.2.1. 更换被解释变量测度方法

为减少以单一变量衡量可能带来的偏误,本文通过改变城乡收入差距测度方法来进行了稳健性检验:以城乡居民收入比值 gap 作为城乡收入差距的代理变量。表 2 第(4)列显示,更换被解释变量测度方法的结果与第(1)列泰尔指数作为被解释变量时得到的结果保持一致。

4.2.2. 安慰剂检验

为排除偶然性事件的影响,本文借鉴马述忠等[17]的做法,使城市群规划政策的实施变得随机,进行了安慰剂实验。根据图 2 可知,随机化后的政策变量系数服从正态分布,集中分布在 0 附近,处在基准回归结果中核心解释变量系数 0.00112 的左边,并且 p 值大多大于 0.1,表明在经过随机处理后,自变量的解释能力被显著削弱,从而证实了基准回归结果的稳健性。

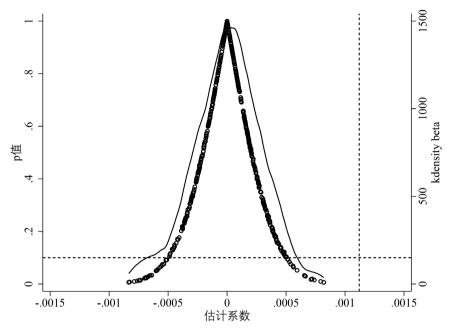


Figure 2. Placebo test 图 2. 安慰剂检验

4.2.3. 逐期 PSM 双重差分估计

为避免匹配方法带来的误差,分别采用了核匹配法、K 最近邻匹配法、半径匹配法筛选样本。匹配后回归结果见表 3,政策变量的系数均显著为正,城市群建设规划的发布实施确实拉大了城乡收入差距。

Table 3. Phase-by-phase PSM表 3. 逐期 PSM

WADIADIEC	(1)	(2)	(3)	
VARIABLES —	核匹配	1:2 近邻	半径匹配	
1. 1	0.00101*	0.00112**	0.00106*	
did	(0.000553)	(0.000551)	(0.000555)	
<u> </u>	0.168***	0.168***	0.174***	
Constant	(0.0119)	(0.0112)	(0.0131)	
控制变量	控制	控制	控制	
年份固定	是	是	是	
个体固定	是	是	是	
Observations	1482	1507	1474	
R-squared	0.627	0.625	0.628	
Number of id	273	273	273	

4.3. 异质性分析

为了验证理论分析,本文进行异质性分析探究城市群建设的政策效应在不同发展阶段的城市群、不同发展水平的地区、不同的市场规模下是否存在差异。

4.3.1. 城市群发展程度异质性分析

根据前文的理论分析,城乡之间的收入差距将随着城市群发展程度的阶段变化而变化,因此根据国家城市群培育发展、发展壮大、优化提升的布局将城市群划分为培育、发展、成熟三个阶段进行异质性回归分析,结果见(表 4 (1)~(3))列,处于培育阶段的估计系数不显著,可能是因为政策的倾斜促进区域整体的经济快速增长,因此并不显著;处于成熟阶段的城市群政策变量的估计系数小于发展阶段,说明其溢出效应相对强一些,对城乡差距的扩大影响程度相对较弱。

4.3.2. 经济发展水平异质性分析

根据人均地区生产总值对数的中位数将研究对象分为发达和欠发达两组进行异质性分析。结果见(表 4(4)(5))列,政策变量的系数均为正,但城市群政策对经济发展相对欠发达地区的效应显著,对发达地区的效应不显著。在欠发达地区,城市群政策促进统一大市场的构建,要素流动畅通,由于规模效应等流向城镇,暂时拉大了城乡之间的差距,而在发达地区这种政策影响相对较弱。

4.3.3. 市场规模异质性分析

城市群优先开展区域市场一体化建设,建立全区域合作机制,积极总结并推广典型经验教训,进而推进全国统一大市场建设。而全国统一大市场具有规模巨大、结构完整、功能强大、机制灵活、环境优化等内在性质。新经济地理学认为在规模报酬递增的前提下,具有较大市场规模的区域由于本地市场效应和累积因果效应,生产和贸易的优势将得到持续强化,将扩大收入差距。因此,本文以各地级市常住人口衡量其市场规模,并根据市场规模对数的中位数将研究对象分为小市场和大市场两组进行异质性分析。结果见(表 4 (6) (7))列,可以看出城市群这项国家重大区域战略的实施过程中,市场规模越大,交易成本越低,资本、劳动、技术等要素的流动更为畅通,集聚效应更加明显,城市群建设对城乡收入差距的政策效应更加显著。

Table 4. Heterogeneity regression results 表 4. 异质性回归结果

Variables –	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	成熟	发展	培育	欠发达	发达	小市场	大市场
did	0.00289***	0.00419*	-0.000254	0.00192**	0.000252	0.000381	0.00138**
	(0.000732)	(0.00241)	(0.00188)	(0.000907)	(0.000608)	(0.000918)	(0.000659)
Constant	0.195***	0.174**	0.0803	0.144***	0.200***	0.170***	0.153***
	(0.00974)	(0.0776)	(0.0510)	(0.0178)	(0.0231)	(0.0165)	(0.0159)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是
Observations	512	178	113	754	753	753	754
R-squared	0.798	0.729	0.796	0.669	0.712	0.607	0.666
Number of id	86	34	21	192	154	155	130

4.4. 机制分析

由基准回归结果和稳健性检验可以看出,城市群政策的实施显著扩大了城乡之间的收入差距。为探究其作用机制,对数据剔除缺失值、标准化处理后进行中介效应检验。由于江艇[18]指出逐步法中介机制

检验存在因果推断缺陷,因此本文考察了政策变量对资源错配程度、固定资产投资的对数、就业人数的对数的影响。城乡资本和劳动要素配置的中介效应检验结果见表 5。根(1)列和(2)列发现政策变量对资本错配程度的影响系数显著为正,第(3)列和第(4)列发现政策变量对农村投资的影响不显著但显著促进了城镇投资的增长,说明城市群政策的实施显著导致农村和城镇的资本要素错配程度增大,并证实了城乡之间资本流向城镇的倾向;(7)~(10)列发现城市群规划的实施显著促进了劳动要素向城镇的流动,对劳动要素的错配程度影响虽然为正但不显著,不显著的原因可能是户籍制度的存在和区域核心相对过快的经济增长导致目前劳动力的流动不足以大幅改变城镇和农村各自的劳动力市场形成的均衡。由于资本和劳动要素错配程度的增大无疑是城乡收入差距扩大的重要原因,因此证实了研究假设 1。

Table 5. Mediation effect test 表 5. 中介效应检验

Variables -	(1)	(2)	(3)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)
	miskr	misku	lnkr	lnku	mislr	mislu	lnlr	lnlu
	0.169**	0.164**	0.0340	0.162***	0.114	0.121	0.0238	0.0244**
did	(0.0755)	(0.0698)	(0.0503)	(0.0225)	(0.0863)	(0.0859)	(0.0647)	(0.0122)
Comptant	0.0313	-0.380	0.886	5.647***	-0.327	-0.341	-2.339***	3.665***
Constant	(0.983)	(0.909)	(0.655)	(0.293)	(1.123)	(1.119)	(0.843)	(0.158)
控制变量	控制	控制						
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976	1976
R-squared	0.012	0.010	0.136	0.299	0.008	0.008	0.656	0.296
Number of id	247	247	247	247	247	247	247	247

5. 结论建议

城市群作为我国新型城镇化发展的主体形态,是我国经济高质量发展的重要动力。本文考察了城市 群发展规划政策能否畅通国内大循环,促进城乡之间的良性互动,结论发现:城市群政策在制度层面缓 解了制约要素畅通流动的阻碍,促进了统一大市场的构建,但由于我国城市群发展尚未成熟,其集聚效 应大于溢出效应,导致要素向区域内相对更加发达的城镇而非农村流动,并扩大了城乡之间的要素错配 程度,从而短期内拉大了城乡之间的收入差距;异质性分析表明在经济水平更高的区域以及更为成熟的 城市群内这种对城乡收入差距的拉大效应减弱,同时,在市场规模更大的地级市,城市群政策对收入差 距的拉大效应更为明显。

基于以上结论,提出以下建议:

一是坚持政府引导,市场主导。政府对要素资源流动的正确引导和对市场机制的完善将对相对落后 地区的可持续、稳定发展以及城乡融合发展具有重要意义。在城市群的发展过程中,政策的制定应避免 资本劳动等要素的非农偏向和在核心区域的过度集聚,正确引导资源的畅通流动和合理配置。二是要素 市场的完善是城乡融合的必要前提,应正确引导要素在区域之间的转移,降低城乡之间的要素错配程度, 缓解城镇和农村在区域经济增长中的不平等地位,促进城乡之间的积极良性互动。三是经济水平越高或 者城市群发展更为成熟时,地区将不再依赖极化发展的模式,而是更加注重均衡发展,因此宏观经济的 持续稳定增长仍是缩小城乡收入差距的基础,城市群建设对收入分配格局的优化作用在更高的发展水平下才能更好的发挥,进而扎实推进共同富裕目标的实现。四是应依据城市群的优势针对性地制定和实施政策。对于发展水平较低的城市群,经济快速发展仍是最重要的目标,通过集聚发挥规模经济效应和技术溢出效应推进产业结构升级是实现经济提质增效的重要模式;而对于发展水平较高的城市群,兼顾效率与公平是持续稳定发展的动力,应充分发挥核心区域的扩散效应,缓解非均衡发展对经济和社会发展的阻碍作用。

参考文献

- [1] Zheng, Y., Lu, M. and Li, J. (2022) Internal Circulation in China: Analyzing Market Segmentation and Integration Using Big Data for Truck Traffic Flow. *Economic Modelling*, 115, Article 105975. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105975
- [2] Zhang, D., Kong, Q. and Shen, M. (2023) Does Polycentric Spatial Structure Narrow the Urban-Rural Income Gap? Evidence from Six Urban Clusters in China. *China Economic Review*, 80, Article 101999. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2023.101999
- [3] Krugman, P. (1991) Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483-499. https://doi.org/10.1086/261763
- [4] 瞿忠琼, 陈日胜, 冯淑怡. 城市群视角下中国农村居民收入不平等研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018, 18(6): 79-89+159-160.
- [5] 石敏俊, 张瑜, 郑丹. 城市群空间结构对地区间收入差距的影响研究[J]. 经济纵横, 2023(2): 90-101.
- [6] 宋林,张蕾蕾. 城市群多中心空间结构与地区收入差距——基于我国十大城市群的实证分析[J]. 经济问题探索, 2023(4): 86-101.
- [7] 王军,柳晶晶,车帅. 长三角城市群数字经济发展对城乡融合的影响[J]. 华东经济管理, 2023, 37(8): 33-41.
- [8] 吴琛, 俞晓波, 林树. 城市群人口集聚缩小收入分配差距的"双刃剑"效应研究——基于上市企业内部薪酬差距 视角[J]. 宏观经济研究, 2023(12): 85-98.
- [9] 苗建军,万梅,辛宝英.长江中游城市群产业结构升级对农民收入的影响研究[J].管理现代化,2020,40(5):75-77.
- [10] 王军, 付莎. 金融一体化与城市群经济协调发展[J]. 财经科学, 2020(10): 80-92.
- [11] 张改素,王发曾,康珈瑜,等.长江经济带县域城乡收入差距的空间格局及其影响因素[J].经济地理,2017,37(4):42-51.
- [12] 黄繁华,李浩. 推进长三角一体化对城乡收入差距的影响[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2021, 42(5): 42-50.
- [13] 闫东升, 孙伟, 陈东, 等. 长江三角洲城镇化率与城乡收入差距的关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 28-36.
- [14] 王莹莹. 城市群人口集聚对共同富裕的影响——基于粤港澳大湾区的分析[J]. 人口与经济, 2024(1): 118-132.
- [15] 王少平, 欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J]. 经济研究, 2007, 42(10): 44-55.
- [16] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.
- [17] 马述忠, 吴鹏, 房超. 东道国数据保护是否会抑制中国电商跨境并购[J]. 中国工业经济, 2023(2): 93-111.
- [18] 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): 100-120.