

“高铁居民”实现共同富裕的“梗阻”因素

——“非均衡态”高铁布局与逆城市化

孙文浩¹, 张杰²

(1. 大连理工大学 经济管理学院, 辽宁 大连 116024;
2. 中国人民大学 中国经济改革与发展研究院, 北京 100872)

摘要: 如何实现全体人民共同富裕对推进“中国式现代化”至关重要。文章基于“中心—外围”城市高铁网络非均衡增密格局研究“高铁居民”共同富裕的实现路径。主要发现: 第一, 高铁网络增密对城市恩格尔系数存在显著倒U形影响, 高铁网络增密更有利于相对富裕并且贫富差距较大城市的“高铁居民”实现共同富裕。第二, 高铁网络非均衡增密会扩大“中心—外围”城市“高铁居民”贫富差距。第三, 距离中心城市66.10公里范围以内的非中心城市开通高铁站有利于“高铁居民”共同富裕, 距离中心城市66.10—105.76公里的非中心城市开通高铁站不利于“高铁居民”共同富裕。第四, 非中心城市逆城市化是高铁网络非均衡增密拉大“中心—外围”城市“高铁居民”贫富差距的重要原因。高铁网络增密格局应从非均衡态向均衡态转变以加速“高铁居民”推进共同富裕进程。

关键词: 高铁网络; 恩格尔系数; 泰尔指数; 共同富裕; 逆城市化

中图分类号: F532.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)01-0070-16

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.01.006

Obstructive Factor of Common Prosperity among “High-speed Rail Residents”: High-speed Rail Network Unbalanced Densification and Counter Urbanization

SUN Wenhao¹, ZHANG Jie²

(1. School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China;

2. Institute of China Economic Reform & Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: How to achieve common prosperity is crucial to “Chinese-style modernization”. Based on the unbalanced densification pattern of high-speed rail network in “center-periphery” metropolitans, this paper studies the common prosperity path of “high-speed rail residents”. The main findings are as follows; first, the high-speed rail network densification has a significant inverted U-shaped impact on the urban Engel coefficient, and high-speed rail network densification is more conducive to achieving common prosperity for “high-speed rail residents” in cities that are relatively rich and have more income inequality. Second, high-speed rail network unbalanced densification will widen the income gap in “center-periphery” metropolitans. Third, the opening of high-speed rail stations in non-central cities within 66.10km from the central city is beneficial for common prosperity of “high-speed rail residents”, while the opening of high-speed rail stations in non-central cities within 66.10 ~ 105.76km from the central city is not beneficial for common prosperity of “high-speed rail residents”. Fourth, the counter-urbanization of non-central cities is an impor-

收稿日期: 2022-10-24

基金项目: 辽宁省社会科学规划基金项目“‘抢人大战’背景下辽宁省结构化政策设计:数量导向-效率优先”(L22BJY014)

作者简介: 孙文浩,男,助理教授,经济学博士,主要从事高铁经济与创新经济研究;张杰,男,教授,博士生导师,经济学博士,教育部“长江学者奖励计划”青年学者,主要从事创新经济研究。

tant reason for the unbalanced expansion of the high-speed rail network and the widening of the gap between the rich and the poor of the high-speed rail residents in “center-periphery” metropolitans. The high-speed rail network densification pattern should be transformed from unbalance to balance for common prosperity among “high-speed rail residents”.

Key words: high speed railway network; Engel coefficient; Theil index; common prosperity; counter urbanization

一、引言

2022年10月,党的二十大报告指出,“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”。政府既要提升居民富裕水平又要缩小居民贫富差距。然而,近年来在全球经济不景气背景下中国居民恩格尔系数增速逐渐放缓以及贫富差距逐渐拉大,^①找到全体人民共同富裕的实现路径就成为政府和学界在建设中国式现代化过程中亟待解决的关键性难题。

“要想富,先修路”,2008年目标金融危机爆发后,中国政府出台“四万亿计划”将大量资金投入基建工程,中国高铁网络正是在此背景下实现了“跨越式发展”。^②然而,随着高铁网络不断增密,“中心—外围”城市形成以中心城市高铁网络高密度增密以及非中心城市高铁网络低密度增密的非均衡增密格局,^③加速非中心城市的产业资本^[1]、劳动力资本^[2]等生产性要素加速向中心城市集聚,非中心城市出现了“高铁一通,人去楼空”的逆城市化现象^[3],可能导致非中心城市“高铁居民”富裕水平下降并拉大贫富差距。^④2021年3月,国务院办公厅公开发布《关于进一步做好铁路规划建设工作的意见》(国办函[2021]27号),指出“严格控制建设既有高铁的平行线路,既有利用率不足80%的,原则上不得新建平行线路”。说明未来中国高铁网络增密格局的调整方向可能为非均衡态向均衡态转变,但已有文献主要关注高铁站开通对城市GDP^[4-7]、居民消费水平^[8]、城乡收入差距^[9,10]、农村居民收入^[11]等经济活动的影响,忽略了基于“中心—外围”城市高铁网络非均衡增密视角研究“高铁居民”共同富裕的实现路径。这个问题不解决,就难以为政府合理调整高铁网络增密格局并加快“高铁居民”共同富裕提供针对性的政策建议。

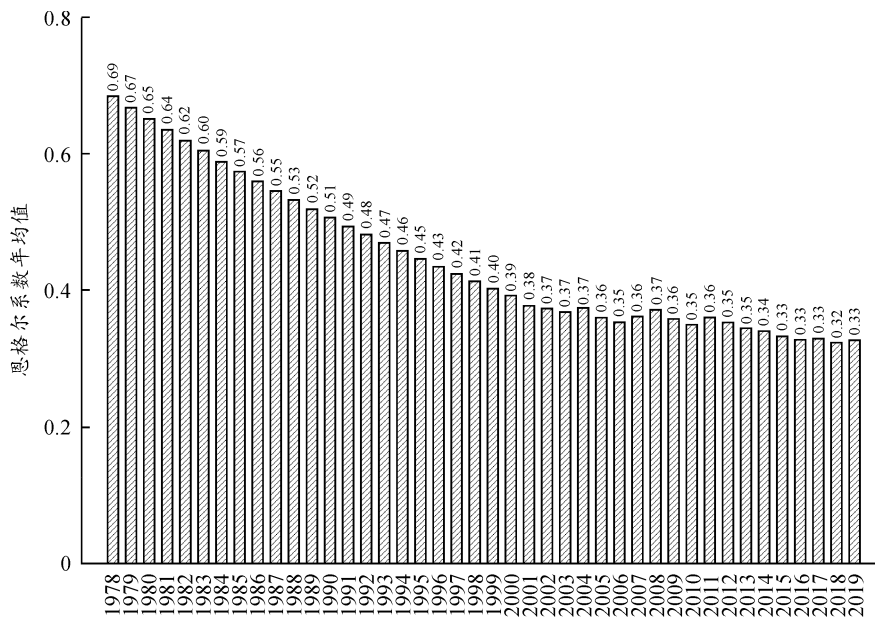


图1 中国恩格尔系数年均值变化趋势(1978—2019年)

注:数据来源于《中国城市统计年鉴》,作者整理绘制。

①参见图1。

②截至2021年中国高铁公里里程已突破4万公里,位居世界第一。

③本文中心城市主要指直辖市、省级以及副省级城市。

④本文“高铁居民”主要指所在城市拥有高铁站的居民。

本文在已有文献基础上为政府调整高铁网络增密格局并加快“高铁居民”共同富裕提供了新的经验参考。第一,本文使用城市高铁站点和高铁线路数量等连续变量测度城市高铁网络密度,同时结合高次项和分位数模型研究高铁网络增密对“高铁居民”共同富裕的动态影响。第二,本文综合使用恩格尔系数和泰尔指数分别测度城市居民富裕水平和贫富差距,相对于GDP、夜间灯光数据等宏观经济指标更能准确反映“高铁居民”共富程度。第三,本文基于“中心—外围”城市的城市化差异视角解释了在高铁网络非均衡增密格局背景下“高铁居民”如何实现共同富裕的关键问题。

二、文献综述

本文主要基于“中心—外围”城市的城市化视角解释高铁网络非均衡增密格局背景下“高铁居民”共同富裕的实现路径。与本文密切相关的文献包括高铁建设与“高铁居民”共同富裕,以及城市化与“高铁居民”共同富裕。

(一) 高铁建设与“高铁居民”共同富裕

“要想富,先修路。”早期有大量研究关注公路、铁路以及机场等交通工具对当地居民富裕水平以及贫富差距的影响^[12-15]。周洲等(2022)发现乡村三、四级公路建设会缩小城乡居民收入差距,并且农业劳动生产率提高是乡村公路缩小城乡居民收入差距的重要机制^[15]。Li和Dacosta(2013)使用基尼系数测度收入不平等程度,发现公路、铁路、河运等交通运输方式均会降低居民收入不平等程度^[14]。2008年中国大规模建设高铁站以来,高铁网络逐渐成为影响要素资源空间布局的重要交通工具。研究表明,高铁可提升城市资源配置效率约为3.10%,高速公路对城市资源配置的扭曲作用约为2.14%,普通铁路和民用航空对城市资源配置影响不显著^[16]。因此,研究高铁建设如何影响“高铁居民”共同富裕对当今社会具有重要的参考价值。共同富裕应在富裕的基础缩小贫富差距,本文接下来基于“高铁居民”富裕水平和贫富差距视角梳理已有文献。

对于“高铁居民”富裕水平,多数研究认为高铁建设具有较强的减贫效应。吴嘉贤和刘修岩(2022)综合使用夜间灯光数据和landscan人口空间分布数据测算贫困指数,发现高铁站可降低农村贫困,距离高铁站越近减贫效应越强^[17]。李建萍等(2020)发现高铁站开通会降低“高铁居民”贫困水平,尤其在发达地区存在更加明显的减贫效应^[18]。但也有研究表明高铁站开通会显著抑制外围城市居民收入水平,尤其会显著降低外围城市农村居民的收入水平,资本和劳动力要素外流是高铁站降低外围城市居民收入的重要机制^[11]。

对于“高铁居民”贫富差距视角,大部分研究认为高铁建设有利于缩小城乡居民贫富差距。周中和倪何永乐(2022)使用城市卫星灯光数据,发现高铁建设缩小了省域内部“中心—外围”城市的居民收入差距,高铁建设提升了外围城市对中心城市经济辐射的承接能力是“中心—外围”城市“高铁居民”收入差距收敛的重要原因^[19]。路海艳等(2022)使用城市基尼系数,发现高铁站可达性会缩小城乡居民收入差距,尤其在中西部地区城乡居民收入差距缩小更加明显^[20]。但也有文献发现高铁站开通拉大了东部地区、京津冀、长三角等发达地区城乡居民收入差距,高铁站强化了沿线城市对农村资源的“虹吸效应”是“高铁居民”收入差距扩大的重要原因^[21]。

综上,高铁建设对“高铁居民”共同富裕的影响尚未得到一致性的结论,已有文献主要基于高铁站开通的静态视角研究高铁建设对“高铁居民”共同富裕的影响,忽略了“中心—外围”城市高铁网络密度差距对“高铁居民”共同富裕影响的差异性。即使同为发达地区,高铁网络密度差异也可能导致高铁建设对“高铁居民”共同富裕形成不同的影响。李强(2021)使用长江经济带城市数据,发现高铁站开通会同时增加城市和农村居民收入水平,但总体上会扩大城乡居民收入差距^[22]。刘怡等(2018)发现高铁通车促使京津冀区(县)人均GDP增加0.32万元,城乡居民收入差距缩小590元^[23]。

(二) 城市化与“高铁居民”共同富裕

多数文献发现城市化有利于当地居民实现共同富裕^[24]。城市化过程中移民文化多样性有利于劳动者增加收入^[25],以及城市化通过提升企业生产效率有利于劳动者增加收入^[26]。周心怡等(2021)构建新型城

镇化综合评价指标,发现新型城镇化率超过13.20%后有助于缩小城乡居民收入差距^[27]。陈斌开和林毅夫(2013)认为城市化进程吸引农民向城市转移有利于缩小城乡居民收入差距^[28]。孙永强和巫和懋(2012)将城市化与出口结构进行对比分析,发现城市化更有利于缩小城乡居民收入差距^[29]。但也有文献认为城市化会拉大城乡居民收入差距^[30]和非收入差距^[31]。李子叶等(2016)发现城市化拉大城乡居民收入差距,但当城市化超过一定水平后其对城乡居民收入差距的负面影响会逐渐减弱^[32]。此外,2010—2018年中国城镇化率由47.45%上升到58.28%,恩格尔系数由0.36下降到0.33,城镇化率与恩格尔系数存在明显的负相关关系,^①城市化可能有利于居民提升富裕水平以及逆城市化会降低居民富裕水平。

实际上,中国城市化进程并非同步推进,高铁网络非均衡增密格局强化了中心城市对非中心城市的“虹吸效应”,非中心城市大量劳动力^[33]、产业^[34]和资本^[35,36]向中心城市转移,中心城市通过城市化加快“高铁居民”共同富裕,但非中心城市城市化水平可能尚未达到周心怡等提到的门限值^[27]或者存在逆城市化趋势^[33],进而不利于“高铁居民”共同富裕。未来研究应基于高铁网络非均衡增密格局引发的“中心—外围”城市的城市化差异考察“高铁居民”共同富裕的实现路径。

多数文献认为高铁建设会拉大“中心—外围”城市的城市化差距。高铁通车对距离中心城市97—195千米内的区(县)存在“集聚阴影”,该区域城市化水平会显著降低^[37]。黄春芳和韩清(2019)发现对距离高铁站80—260分钟车程范围的区域存在“集聚阴影”,该区域城市化水平会显著降低^[38]。但也有文献认为高铁网络有利于外围城市加快城市化进程。陈卫和王若丞(2020)发现高铁站开通后会显著推进中小规模城市的城市化进程^[39]。还有研究发现高铁建设对城市化存在阶段性影响,2007—2009年高铁建设会阻碍区域城市化进程,2010年后高铁建设有利于区域推进城市化进程。然而,上述文献并未考虑“中心—外围”城市高铁网络密度差异对研究结论的影响。2008—2016年是中国高铁网络“四纵四横”建设阶段,高铁网络主要在中心城市互联互通。2016年之后高铁网络进入“八纵八横”建设阶段,高铁网络逐渐从中心城市向外围非中心城市扩张,“中心—外围”城市高铁网络密度差距逐渐缩小,但中心城市高铁网络密度仍然高于非中心城市。^②因此,未来研究应关注“中心—外围”城市高铁网络增密格局变化如何影响“高铁居民”共同富裕的关键问题。

美国经验表明,中心城市对外围城市要素资源究竟是“虹吸效应”还是“辐射效应”取决于“中心—外围”城市交通网络密度差距,随着“中心—外围”城市交通网络密度差距由大变小,中心城市对外围城市要素资源的影响也会从“虹吸效应”变为“溢出效应”^[40]。中国“中心—外围”城市高铁网络增密格局总体调整方向为非均衡态向均衡态转变,“中心—外围”城市高铁网络密度差距逐渐缩小,中心城市对非中心城市要素资源的虹吸效应也逐渐减弱。

2008—2016年是中国高铁网络“四纵四横”建设阶段,高铁网络主要在中心城市增密,数据表明“中心—外围”高铁城市制造业从业人员年均值差距分别为30.01、29.68、33.83、35.85、42.37、40.35、53.40、51.14,^③说明中心城市高铁网络高密度增密强化了中心城市对非中心城市制造业从业人员的虹吸效应。2016—2018年是中国高铁网络“八纵八横”建设阶段,高铁网络逐渐从中心城市向非中心城市扩张,“中心—外围”城市高铁网络密度差距逐渐缩小。2016—2018年“中心—外围”高铁城市制造业从业人员年均值差距分别为41.36、43.14、38.67,说明随着“中心—外围”城市高铁网络密度差距逐渐收敛,中心城市对非中心城市制造业从业人员的虹吸效应也逐渐变弱。2008—2017年“中心—外围”高铁城市FDI差距年均值分别为10.50、20.55、17.38、29.40、33.27、40.28、46.38、52.35、71.75和65.87,^④“中心—外围”高铁城市

①参见图2。

②2021年中国高铁站点数量排名前10名的城市分别为重庆(20)、哈尔滨(15)、北京(11)、苏州(10)、青岛(10)、福州(10)、合肥(9)、盐城(9)、杭州(9)以及桂林(8),除苏州、盐城、桂林外,其他城市全部为中心城市。

③数据来源为《中国城市统计年鉴》,制造业从业人员单位为万人。计算方法为中心高铁城市制造业从业人员年均值减去非中心高铁城市制造业从业人员年均值。

④此处FDI使用外商实际投资加以表示,数据来源为《中国城市统计年鉴》,单位为万美元。计算方法为中心高铁城市FDI年均值减去非中心高铁城市FDI年均值。

FDI 差距由大到小变化,说明随着“中心—外围”城市高铁网络密度差距逐渐缩小,中心城市对非中心城市 FDI 虹吸效应也逐渐变弱。现有文献除俞峰等(2021)针对城市化引发产业结构调整考察高速铁路能否促使区域经济收敛外^[41],尚未发现有研究基于“中心—外围”城市的城市化和高铁网络增密格局差异考察“高铁居民”共同富裕的实现路径。本文立足现有研究成果,基于“中心—外围”城市的城市化和高铁网络非均衡增密格局视角考察“高铁居民”共同富裕的实现路径,以及找到在高铁网络非均衡增密格局背景下“高铁居民”共同富裕实现路径的“梗阻”因素。

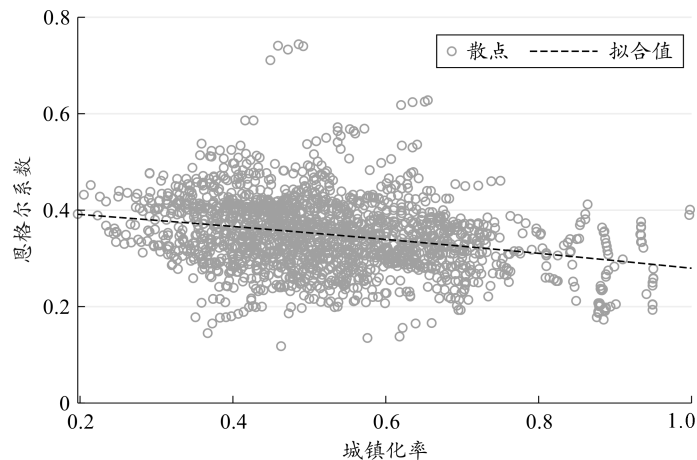


图2 城市化与恩格尔系数拟合关系图

注:数据来源于《中国城市统计年鉴》,作者整理绘制。

三、研究设计

本文数据主要来源于《中国城市统计年鉴》,^①限于数据的可获取性,城市泰尔指数和城镇化率年份跨度为2010—2018年,为确保本文实证结论前后一致,本文主回归部分使用2010—2018年城市数据构建相关变量,^②以及分别使用1999—2018年和2007—2018年城市面板数据进行稳健性分析。此外,基于中国现实背景构建如下双重差分模型(Difference In Difference, DID)。

$$\ln CW_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln HSRT_{it} + \lambda X + \gamma_c + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

关于被解释变量。方程式(1)中的因变量 CW_{it} 用来反映 i 城市在 t 年城市居民共富程度,^③并进行加1取对数处理。^④一方面,本文借鉴已有文献做法^[42],使用恩格尔系数($\ln EC$)测度城市居民富裕水平。^⑤另一方面,本文使用城市泰尔指数($\ln theil$)测度居民收入差距。泰尔指数($theil$)计算公式参见式(2)。其中, i 表示城市, t 表示年份, Y^c 表示城镇总收入, Y^r 表示农村总收入, P^c 表示城镇总人口, P^r 表示农村总人口, Y 表示城市总收入, P 表示农村总人口。

$$theil_{it} = \sum_i \left(\frac{Y_{it}^c}{Y_{it}} \times \ln \left(\frac{Y_{it}^c / P_{it}^c}{Y_{it} / P_{it}} \right) + \frac{Y_{it}^r}{Y_{it}} \times \ln \left(\frac{Y_{it}^r / P_{it}^r}{Y_{it} / P_{it}} \right) \right) \quad (2)$$

关于解释变量。方程式(1)中的核心解释变量 $HSRT_{it}$ 用来反映 i 城市在 t 年的高铁网络密度。一方面,

①除表3的数据样本观察期为1999—2018年,本文其他表格数据观察期均为2010—2018年。

②感谢匿名审稿专家宝贵建议。

③本文共富程度包括城市居民富裕程度和收入差距两个方面。

④ \ln 表示对变量加1后取自然对数。

⑤城市居民食品支出占总消费支出的比值。

本文基于静态视角使用高铁城市虚拟变量(HSR)测度城市高铁网络密度。对于当年存在高铁站的地级市 HSR 取值为1,说明城市高铁网络密度较高,否则 HSR 取值为0,表示城市高铁网络密度较低。另一方面,本文基于动态视角分别使用地级市高铁站点数量($\ln HSR_s$)和地级市高铁线路条数($\ln HSR_l$)测度城市高铁网络密度,并进行加1取对数处理。

关于机制变量。本文使用城镇化率测度城市化进程($\ln urbanization$),城镇化率使用地级市城镇常住人口与总人口比值加以表示。此外,本文文献综述部分提到,高铁网络非均衡增密格局促使非中心城市劳动力、资本以及产业向中心城市转移并加快非中心城市逆城市化进程。因此,本文使用城镇人口数量($\ln population$)、制造业集聚程度($\ln mauagg$)以及城市规模以上外商投资企业数量($\ln fdfirm$)分别测度城市劳动力要素数量、产业集聚程度以及资本要素规模,具体检验逆城市化是否为高铁网络非均衡增密影响“高铁居民”共同富裕的重要机制。其中,制造业集聚程度使用区位熵计算,计算公式见式(3)。其中, i 表示产业种类, j 表示地区, X 表示从业人员数量。

$$mauagg = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^m X_{ij}} \bigg/ \frac{\sum_{j=1}^n X_{ij}}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n X_{ij}} \quad (3)$$

关于控制变量。本文借鉴已有文献的做法^[43],式(1)中的控制变量集 X 主要包括:地级市当年第一产业从业人员占全产业从业人员比重(pri)、地级市当年第二产业从业人员占全产业从业人员比重(sec)、地级市当年社会消费品零售额占GDP比重(ret)、城市教育水平($\ln edu$)以及城市经济水平($\ln enc$)。^①主要变量描述性结果参见表1。此外, γ_c 和 γ_t 分别表示控制了城市和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

表1 主要变量描述性结果

主要变量	单位	均值	方差
$\ln EC$	无	0.296	0.052
$\ln theil$	无	0.081	0.045
HSR	无	0.400	0.490
$\ln HSR_l$	条	0.575	0.694
$\ln HSR_s$	个	0.589	0.721
$\ln urbanization$	无	0.422	0.094
pri	%	2.615	6.527
sec	%	44.643	14.635
ret	无	45.404	36.641
$\ln edu$	所/人	0.019	0.022
$\ln enc$	元/人	10.496	0.792

^①城市教育水平使用地级市当年高等学校数量与城市人口数量比值加以表示。城市经济水平使用地级市当年生产总值与城市人口数量比值加以表示。

四、实证结果分析

(一) 基础回归结果

本文结合式(1)进行回归,结果见表2。第(1)一(3)列结果表明高铁网络增密对城市恩格尔系数均存在显著促进效应,表明城市高铁网络增密会降低“高铁居民”富裕水平。城市开通高铁站后恩格尔系数平均上升0.80%。高铁线路条数每增加1%,城市恩格尔系数平均增加0.007%。高铁站点数量每增加1%,城市恩格尔系数平均增加0.006%。

表2 高铁网络增密对城市恩格尔系数的影响

模型	lnEC (1)	lnEC (2)	lnEC (3)	lnEC (4)	lnEC (5)	lnEC (6)
HSR	0.008** (0.004)			0.008** (0.004)		
lnHSR _t		0.007** (0.003)			0.007** (0.003)	
lnHSR _s			0.006** (0.003)			0.006** (0.003)
控制变量	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
R ²	0.008	0.008	0.008	0.020	0.019	0.020
观察值	2501	2501	2501	2389	2389	2389

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%水平下显著。所有模型均控制了城市和年份固定效应。括号内的数值是经过城市层面聚类后的标准误。若无特别说明,下表同。

(二) 稳健性检验

为确保结论可信,本文通过扩大样本观察期、更换模型以及安慰剂检验进行稳健性分析。

首先,本文使用2007—2018年城市面板数据并结合式(1)回归,结果见表3第(1)列,结果表明高铁站开通后城市恩格尔系数显著提升,与表2估计结果高度一致。

其次,为缓解模型内部可能存在的内生性问题,本文借鉴已有文献的做法^[2],使用城市地理坡度乘以每滞后1年的地级市所在省份高铁站点数量作为城市高铁网络密度的工具变量(*slp*),并且使用1999—2018年数据结合式(1)进行回归,结果见表3第(2)一(4)列。结果表明,^①无论使用何种方式测度城市高铁网络,结果均表明高铁网络增密对城市恩格尔系数存在显著促进效应,与本文基础结果一致,说明本文结论稳健。

再次,图3基于时间动态视角检验高铁站开通对城市恩格尔系数的影响,结果表明城市开通高铁站之前高铁与非高铁居民恩格尔系数不存在明显差异,平行趋势假定通过。高铁站开通后第二年对城市恩格尔系数提升效应更加突出,说明城市开通高铁站对“高铁居民”富裕水平的负面影响存在滞后性。

最后,本文构建高铁城市伪虚拟变量并结合式(1)进行2000次蒙特卡洛模拟,结果见图4。图4(a)和(b)结果表明,无论因变量是城市恩格尔系数还是城镇化率,^②系数主要集中在0值附近,说明本文核心估计结果并未受到不可控因素的系统性干扰。

^①第一阶段 *slp* 的系数显著为正,符合现实与预期。同时 CD-Wald *F* 统计值远高于10%统计水平的标准值以及第一阶段 *F* 大于10,基本排除了模型内部可能存在的弱工具变量问题,说明本文工具变量有效。

^②本文机制变量主要为城镇化率,为确保结论可信,此处有必要进行高铁网络增密对城镇化率的安慰剂检验。

表3 高铁网络增密对城市恩格尔系数的影响: 两阶段最小二乘法 (2SLS)

模型	lnEC (1)	lnEC (2)	lnEC (3)	lnEC (4)
第一阶段回归结果				
<i>slp</i>		0.043 *** (0.005)	0.063 *** (0.008)	0.065 *** (0.009)
CD-Wald F		267.314	363.717	352.659
第一阶段 F 值		12.180 ***	13.010 ***	12.390 ***
第二阶段回归结果				
<i>HSR</i>	0.005 * (0.003)	0.019 * (0.011)		
$\ln HSR_t$			0.013 * (0.008)	
$\ln HSR_s$				0.012 * (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.015	0.755	0.755	0.754
观察值	3187	4470	4470	4470

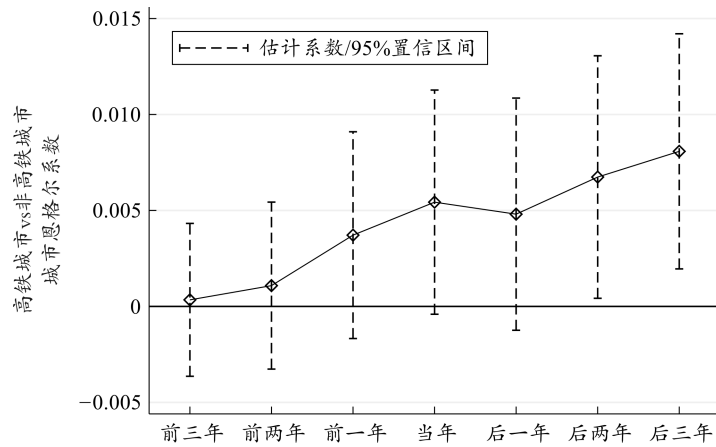


图3 城市开通高铁站对恩格尔系数的动态影响

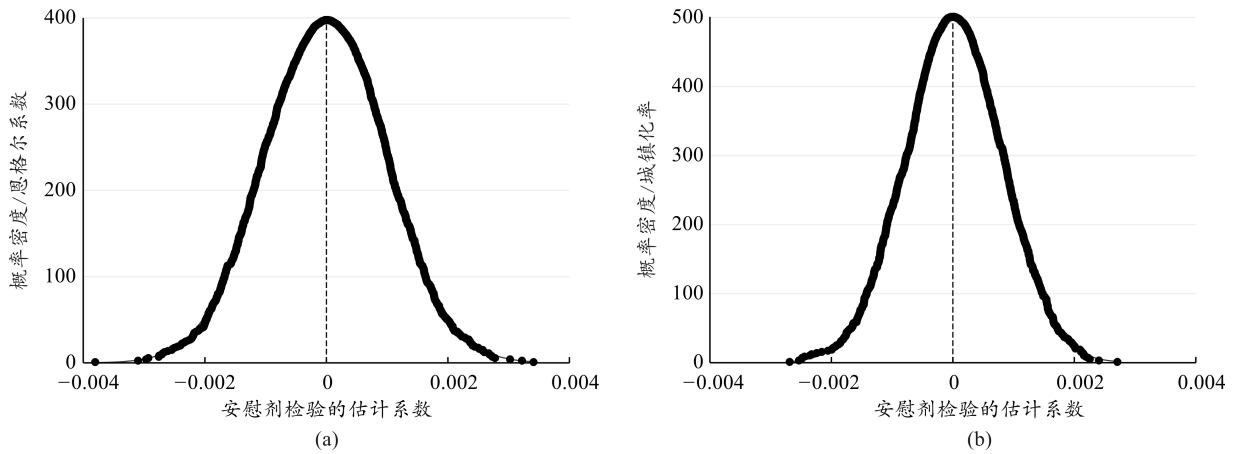


图4 安慰剂检验

注: 图4(a)模型中的因变量为城市恩格尔系数(取对数), 图4(b)模型中的因变量为城镇化率(取对数)。

(三) 机制分析

首先, 本文使用城镇化率作为机制变量并使用逐步检验回归系数法进行机制分析, 结果见表4 Panel A。

第(1)列 HSR 系数显著为负和第(2)列 \lnurbanization 系数显著为负,说明逆城市化是高铁城市降低“高铁居民”富裕水平的机制之一。其次,第(3)和(4)列使用地级市高铁线路数量测度城市高铁网络密度并结合式(1)进行回归,结果表明逆城市化是高铁网络增密降低“高铁居民”富裕水平的机制之一。

其次,本文构建高铁城市虚拟变量(HSR)和城镇化率(\lnurbanization)交互项($HSR \times \lnurbanization$)并结合式(1)进行回归,结果见第(5)列, $HSR \times \lnurbanization$ 系数显著为负,说明高铁城市城市化水平越高越有利于“高铁居民”提升富裕水平。

再次,本文基于二等分标准构建城市化虚拟变量($urbanization^{p-50\%}$),^①并与高铁城市虚拟变量(HSR)形成交互项($HSR \times urbanization^{p-50\%}$)结合式(1)进行回归,结果见第(6)列。结果表明,城市化水平较低的城市开通高铁站不利于“高铁居民”提升富裕水平,城市化水平较高的城市开通高铁站有利于“高铁居民”提升富裕水平。

最后,本文还使用分位数模型检验非中心高铁城市与中心高铁城市距离对城市化的分位数影响,结果见图5。随着非中心高铁城市距离中心高铁城市越远,非中心高铁城市城市化水平受中心高铁城市的“虹吸效应”就越弱。当非中心高铁城市距离中心高铁城市为0.00—0.20分位区间时(66.10公里范围以内),^②距离中心高铁城市越近越有利于非中心高铁城市提升城市化水平;当非中心高铁城市距离中心高铁城市为0.20—0.40分位区间时(66.10—105.76公里),中心高铁城市对非中心高铁城市城市化的“虹吸效应”最弱;当非中心高铁城市距离中心高铁城市为0.40—1.00(高于105.76公里)分位区间时,随着非中心高铁城市距离中心高铁城市越远,中心高铁城市对非中心高铁城市城市化的“虹吸效应”越强。

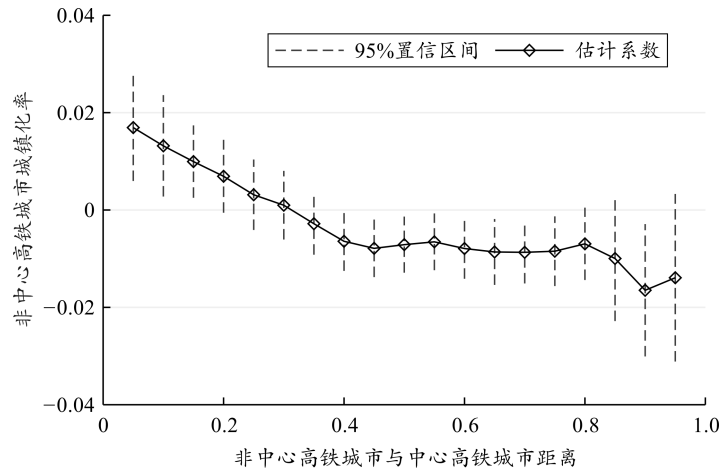


图5 非中心高铁城市与中心高铁城市距离对非中心城市城市化的分位数影响^③

注:数据主要来源于《中国城市统计年鉴》。

如图6所示,在高铁网络非均衡增密背景下,中心城市高铁网络密度高于非中心城市,中心城市对非中心城市劳动力要素、产业集聚以及资本要素存在明显的“虹吸效应”,从而加快非中心城市逆城市化进程,最终不利于非中心城市“高铁居民”实现共同富裕。为检验本文机制成立,本文首先基于非中心城市结合式(1)检验高铁城市对劳动力要素、资本要素以及制造业集聚程度的影响,结果见表4 PanelB。第(1)列因变量为城镇人口数量(\lnpopulation),结果表明非中心城市开通高铁站导致劳动力要素对外流失。第(2)列因变量为城市规模以上外商投资企业数量(\lnfdifirm),结果表明非中心城市开通高铁站会降低城市规模以上外商投资企业数量。第(3)列使用制造业集聚(\lnmauagg)作为因变量,结果表明非中心城市开通高铁

①将城镇化率高于中位数的城市定义为城市化水平较高的城市, $urbanization^{p-50}$ 取值为1,否则为城市化水平较低的城市, $urbanization^{p-50}$ 取值为0。

②本文中地级市与所属省会城市距离是根据城市经纬度计算的球面距离。感谢匿名审稿专家的建议。

③此处与中心城市距离主要指与省会城市距离。

站会降低城市制造业集聚程度,说明中心城市对非中心城市制造业存在“虹吸效应”。

其次,本文对距离省会城市远近 ($distance$) 和高铁城市虚拟变量 (HSR) 构建交互项 ($HSR \times \ln distance$),并结合式(1)进行回归,结果见表 4 Panel B 第(4)列。结果表明非中心城市距离中心城市越近,非中心城市劳动力要素对外流失程度就越严重。第(5)和(6)列基于二等分标准构建城市与所属省会城市距离的虚拟变量 ($distance^{p-50\%}$),^①与高铁城市虚拟变量构建交互项 ($HSR \times distance^{p-50\%}$)并结合式(1)进行回归。结果表明,无论因变量为城镇人口数量 ($\ln population$) 还是城镇化率 ($\ln urbanization$),非中心城市距离中心城市越近,非中心城市城市化水平就越低。

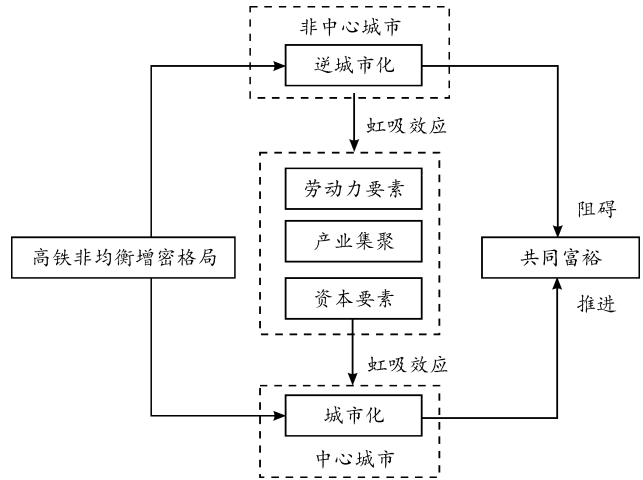


图6 高铁网络非均衡增密背景下“高铁居民”共同富裕的实现路径与“梗阻”因素

注:作者整理绘制。

表4 高铁网络增密对城市恩格尔系数的影响机制

Panel A: 城市化是否为高铁网络增密影响城市恩格尔系数的重要机制						
模型	$\ln urbanization$ (1)	$\ln EC$ (2)	$\ln EC$ (3)	$\ln EC$ (4)	$\ln EC$ (5)	$\ln EC$ (6)
HSR	-0.003* (0.002)	0.011*** (0.003)			0.017** (0.008)	0.020*** (0.005)
$\ln HSR_t$			-0.004* (0.002)	0.010*** (0.003)		
$\ln urbanization$		-0.188*** (0.066)		-0.182*** (0.065)	-0.105* (0.054)	
$HSR \times \ln urbanization$					-0.037** (0.015)	
$HSR \times urbanization^{p-50\%}$						-0.015** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.020	0.046	0.024	0.048	0.035	0.048
观察值	1757	1695	1757	1695	1757	1695
Panel B: 高铁网络增密对城市要素资源的影响						
模型	$\ln population$ (1)	$\ln fdifirm$ (2)	$\ln mauagg$ (3)	$\ln population$ (4)	$\ln population$ (5)	$\ln urbanization$ (6)
HSR	-0.017*** (0.007)	-0.029* (0.017)	-0.027** (0.011)	-0.043*** (0.010)	0.000 (0.008)	0.001 (0.002)
$HSR \times \ln distance$				0.000*** (0.000)		
$HSR \times distance^{p-50\%}$					-0.028*** (0.010)	-0.008*** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.021	0.025	0.140	0.031	0.028	0.031
观察值	1722	2307	2432	1708	1708	1708

注:本文把城市按照与所属省会城市距离从近到远排列,排名前三分之一城市 $distance^{p-1/3}$ 定义为1,表示与所属省会城市距离较近的城市。排名后三分之一城市 $distance^{p-1/3}$ 定义为0,表示与所属省会城市距离较远的城市,结果与表4 Panel B 第(5)和(6)列结果一致,表明非中心高铁城市距离中心高铁城市越近,非中心高铁城市城市化水平就越低,结果留存备案。

^①将城市与所属省会城市距离从近到远排列,低于50分位数的城市 $distance^{p-50\%}$ 定义为1,表示与所属省会城市距离较近的城市。高于50分位数的城市 $distance^{p-50\%}$ 定义为0,表示与所属省会城市距离较远的城市。

(四) 进一步分析

(1)“中心—外围”城市。首先,本文针对中心城市和非中心城市结合式(1)进行分组回归,结果见表5。其中,第(1)和(2)列结果表明,中心城市开通高铁站有利于“高铁居民”增加富裕水平,非中心城市开通高铁站会降低“高铁居民”富裕水平,与图5内容一致。第(3)—(8)列结果表明中心城市开通高铁站可加快城市化进程,非中心城市开通高铁站加快城市逆城市化进程,说明高铁网络非均衡增密形成中心城市城市化提升以及非中心城市城市化降低的“中心—外围”城市的城市化格局,并进一步拉大了“中心—外围”城市“高铁居民”的贫富差距水平。

表5 高铁网络增密对城市恩格尔系数和城市化的动态影响:“中心—外围”城市

模型	lnEC (1)	lnEC (2)	lnurbanization (3)	lnurbanization (4)	lnurbanization (5)	lnurbanization (6)	lnurbanization (7)	lnurbanization (8)
城市类型	中心	非中心	中心	非中心	中心	非中心	中心	非中心
HSR	-0.009** (0.004)	0.011*** (0.003)	0.004 (0.003)	-0.005** (0.002)				
lnHSR _t					0.006* (0.003)	-0.004** (0.002)		
lnHSR _{t-1}							0.006 (0.004)	-0.004* (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.062	0.025	0.177	0.020	0.181	0.021	0.179	0.020
观察值	283	2072	213	1535	213	1535	213	1535

其次,本文基于二等分标准构建城市与所属省会城市距离虚拟变量并结合式(1)进行分组回归,^①结果见表6。第(1)和(2)列城市样本包含副省级城市,结果表明当城市与所属省会城市距离较近时,城市开通高铁站对“高铁居民”富裕水平不存在显著影响,当城市与所属省会城市距离较远时,城市开通高铁站会显著降低“高铁居民”富裕水平。第(3)和(4)列城市样本不包含副省级城市,无论与中心城市距离远近,高铁站开通均会降低“高铁居民”富裕水平。表6结果表明高铁网络非均衡增密会拉大“中心—外围”城市“高铁居民”贫富差距,尤其会降低外围中小城市“高铁居民”富裕水平。

表6 高铁网络增密对城市恩格尔系数的影响:与中心城市距离

	lnEC (1)	lnEC (2)	lnEC (3)	lnEC (4)
与中心城市距离	较近	较远	较近	较远
HSR	0.002 (0.003)	0.013** (0.005)	0.008** (0.004)	0.013** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.008	0.037	0.017	0.039
观察值	1186	1189	904	1154

注:第(1)和(2)列包含副省级城市,第(3)和(4)列不包含副省级城市。

最后,本文基于动态视角使用高铁站点数量(HSR_s)和高铁线路条数(HSR_l)测度城市高铁网络密度以及高次项并结合式(1)进行回归,^②结果见表7。第(1)和(2)列基于全部样本,无论是城市高铁站点还是城市高铁线路数量,高铁网络增密对城市恩格尔系数均存在显著倒U形影响,^③即高铁网络增密对“高铁居

①本文根据城市与所属省会城市距离对城市由近至远依次排列,低于50分位数的城市为距离所属省会城市较近的城市,标记为dis₁,高于50分位数的城市为距离所属省会城市较远的城市,标记为dis₀。

②本文构建地级市高铁站点数量二次项(HSR_s²)和地级市高铁线路条数二次项(HSR_l²)。

③地级市高铁站点数量和地级市高铁线路条数的拐点值分别为1.29和1.16。

民”富裕水平存在U形影响,说明城市高铁网络密度超过一定水平后有利于“高铁居民”提升富裕水平。第(3)—(6)列分别基于中心城市和非中心城市样本进行分组回归,结果表明中心城市高铁网络增密对“高铁居民”富裕水平U形影响不显著,非中心城市高铁网络增密对“高铁居民”富裕水平存在显著的U形影响。^①

表7 高铁网络增密对城市恩格尔系数的影响:“中心—外围”城市

模型	lnEC (1)	lnEC (2)	lnEC (3)	lnEC (4)	lnEC (5)	lnEC (6)
城市类型	全样本	中心城市	非中心城市			
$\ln HSR_s$	0.019*** (0.007)		-0.002 (0.011)		0.026*** (0.009)	
$\ln HSR_s^{sq}$	-0.007* (0.004)		0.001 (0.005)		-0.011* (0.006)	
$\ln HSR_l$		0.022*** (0.007)		-0.007 (0.013)		0.030*** (0.009)
$\ln HSR_l^{sq}$		-0.009** (0.004)		0.000 (0.006)		-0.014** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.027	0.029	0.032	0.042	0.032	0.036
观察值	2389	2389	283	283	2072	2072

注:表中第(1)、(2)、(5)和(6)列均进行了u-test检验,均显著拒绝了原假设,表明本文倒U形结论可信。

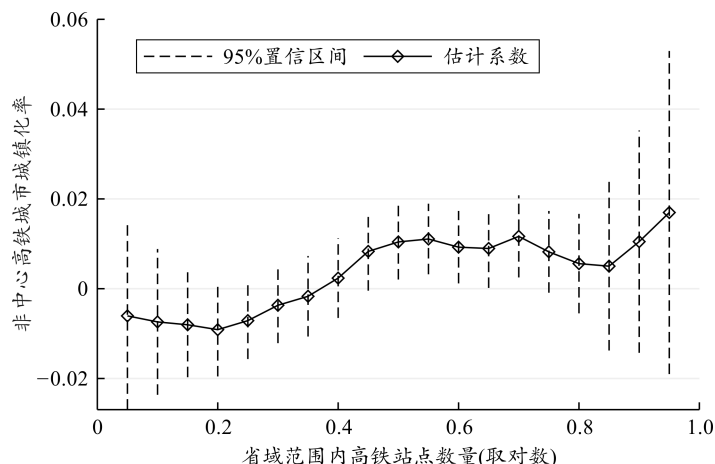
本文机制结果表明,城市化是高铁网络增密提升“高铁居民”富裕水平的重要机制,中国高铁网络非均衡增密格局导致中心城市对非中心城市要素资源存在显著的“虹吸效应”,有利于中心城市提升城市化水平以及非中心城市加快逆城市化。基于高铁网络非均衡增密背景,中心城市高铁网络密度高于非中心城市,中心城市高铁网络增密通过推动城市化有利于“高铁居民”提升富裕水平,非中心城市高铁网络增密加快逆城市化会降低“高铁居民”富裕水平。随着高铁网络由非均衡增密格局向均衡增密格局转变,高铁网络主要在非中心城市增密,中心与非中心城市高铁网络密度差距逐渐缩小,中心城市对非中心城市要素资源的“虹吸效应”逐渐减弱,非中心城市城市化水平得到明显提升。

图7展示的是省域高铁网络增密对非中心高铁城市城镇化率的影响,结果表明基于中国高铁网络从非均衡增密格局向均衡增密格局转变的背景,随着省域高铁网络不断增密非中心高铁城市城镇化率先降低后上升。因此,非中心城市高铁网络增密对“高铁居民”富裕水平存在显著的U形影响。当非中心城市高铁网络低密度增密时,非中心城市加快逆城市化会降低“高铁居民”富裕水平。当非中心城市高铁网络密度增密到一定水平后,非中心城市高铁网络增密通过推进城市化进程有利于“高铁居民”提升富裕水平。中心城市高铁网络密度起点较高(城市化水平起点也高),非中心城市高铁网络密度不断增密尚未达到虹吸中心城市要素资源的程度,因而中心城市高铁网络增密对“高铁居民”富裕水平不存在显著的非线性影响。未来中国高铁网络形成均衡增密格局更有利于“高铁居民”提升富裕水平。

(2)“高铁居民”收入差距。为检验高铁网络能否缩小“高铁居民”收入差距,本文使用泰尔指数作为因变量并结合式(1)进行回归,结果见表8。其中,第(1)和(2)列结果表明,相对于非中心城市,中心城市开通高铁站更有利于“高铁居民”缩小贫富差距。此外,本文基于三等分标准构建城市化虚拟变量并结合式(1)进行回归,^②结果见第(3)—(5)列,结果表明城市化水平较高的非中心城市开通高铁站有利于“高铁居民”缩小贫富差距。

^①地级市高铁站点数量和地级市高铁线路条数的拐点值分别为1.13和1.09。

^②本文把城镇化率从小到大排列,排名前1/3的城市定义为城市化水平最低的城市,标记为 $city_{I}$;排名前1/3—2/3的城市定义为城市化水平中等的城市,标记为 $city_{II}$;排名后1/3的城市定义为城市化较高的城市,标记为 $city_{III}$ 。

图7 省域高铁网络增密对非中心城市城市化进程的分位数影响^①

注:数据主要来源于《中国城市统计年鉴》。

表8 高铁网络增密对城市泰尔指数的影响:城市化差异

模型	lntheil (1)	lntheil (2)	lntheil (3)	lntheil (4)	lntheil (5)
城市类型	中心	非中心	city _I	city _{II}	city _{III}
HSR	-0.010* (0.005)	0.011*** (0.003)	-0.001 (0.004)	0.008 (0.005)	-0.006** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.103	0.025	0.078	0.014	0.047
观察值	204	2072	591	581	568

其次,本文基于三等分标准构建恩格尔系数虚拟变量以及泰尔指数虚拟变量,^②并且分别使用泰尔指数和恩格尔系数作为因变量结合式(1)进行回归,结果见表9。第(1)一(3)列结果表明,恩格尔系数较低的城市开通高铁站有利于“高铁居民”缩小贫富差距,恩格尔系数较高的城市开通高铁站会拉大“高铁居民”收入差距。第(4)一(6)列结果表明,泰尔指数较低的城市开通高铁站会降低“高铁居民”富裕水平。因此,表9表明高铁网络增密更有利于相对富裕并且贫富差距较大城市的“高铁居民”实现共同富裕。

表9 高铁网络增密对“高铁居民”共同富裕的影响:城市初始共同富裕禀赋

	lntheil (1)	lntheil (2)	lntheil (3)	lnEC (4)	lnEC (5)	lnEC (6)
城市类型	EC _I	EC _{II}	EC _{III}	theil _I	theil _{II}	theil _{III}
HSR	-0.001 (0.003)	-0.007* (0.004)	0.010* (0.005)	0.010* (0.006)	0.007 (0.004)	0.011 (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.070	0.087	0.018	0.078	0.039	0.072
观察值	503	540	592	311	565	566

^①此处与中心城市距离主要指与省会城市距离。

^②将城市恩格尔系数从小到大排列,排名前1/3的城市定义为恩格尔系数最低的城市,标记为EC_I;排名前1/3—2/3的城市定义为恩格尔系数中等城市,标记为EC_{II};排名后1/3的城市定义为恩格尔系数较高的城市,标记为EC_{III}。将城市泰尔指数从小到大排列,排名前1/3的城市定义为泰尔指数最低的城市,标记为theil_I;排名前1/3—2/3的城市定义为泰尔指数中等城市,标记为theil_{II};排名后1/3的城市定义为泰尔指数较高的城市,标记为theil_{III}。

(3)非中心城市“高铁居民”实现共同富裕的难易程度。根据本文结论,高铁网络非均衡增密格局导致非中心城市“高铁居民”难以缩小贫富差距,只有非中心城市高铁网络密度超过一定水平后才有利于“高铁居民”提升富裕水平。因此,政府应合理调整高铁网络增密格局。第一,距离中心城市66.10公里范围以内的非中心城市开通高铁站有利于“高铁居民”共同富裕,距离中心城市66.10—105.76公里的非中心城市开通高铁站不利于“高铁居民”共同富裕。第二,由表7可知,非中心城市高铁站点和城市高铁线路数量对“高铁居民”富裕水平U形影响的拐点值分别为1.13和1.09(取对数),非中心城市高铁网络密度超过拐点值后有利于“高铁居民”缩小贫富差距。第三,恩格尔系数年均值高于0.43和泰尔指数年均值低于0.04的城市开通高铁站不利于“高铁居民”共同富裕。

基于此,本文选取距离中心城市66.10公里以内、高于105.76公里以及城市高铁网络密度超过拐点值的非中心城市,并根据2010—2018年城市恩格尔系数和泰尔指数均值水平构建二维散点图,结果见图8。其中,图8(a)展示的是距离中心城市0—66.10公里且城市高铁网络密度超过拐点值的非中心城市,图8(b)展示的是距离中心城市高于105.76公里并且城市高铁网络密度超过拐点值的非中心城市。图8(a)中所有非中心城市相对于图8(b)更有利于“高铁居民”提升富裕水平。

此外,图8(a)和(b)两条虚线将城市样本分为四个象限。首先,第II象限非中心城市高铁网络增密最容易促使“高铁居民”实现共同富裕,图8(a)包括镇江、绍兴以及肇庆等城市,图8(b)大部分非中心城市均处于第II区间,上述非中心城市增加高铁网络密度有利于“高铁居民”共同富裕,验证了高铁网络均衡增密对“高铁居民”共同富裕影响的重要性。其次,第I和III象限非中心城市高铁网络增密较为有利于“高铁居民”实现共同富裕,图8(a)包括鄂州、佛山等城市。最后,第IV象限非中心城市高铁网络增密难以促使“高铁居民”实现共同富裕,图8(b)包括芜湖、漳州等城市。

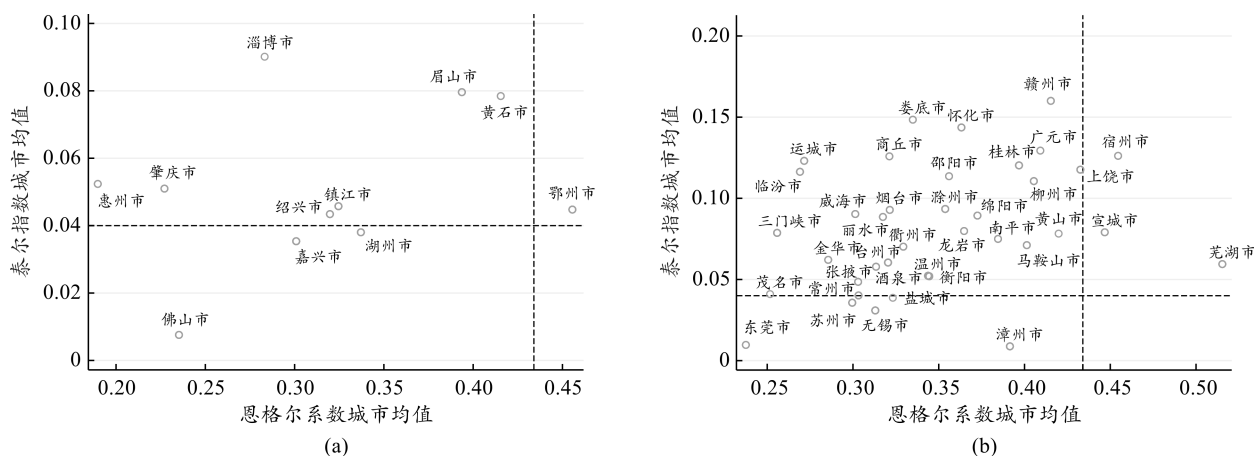


图8 非中心城市恩格尔系数和泰尔指数二维均值图

注:横虚线表示城市泰尔指数为0.04的位置,竖虚线表示城市恩格尔系数为0.43的位置。

五、结论与建议

本文基于中国高铁网络非均衡增密背景研究“高铁居民”共富程度的实现路径,发现高铁网络非均衡增密格局不利于“高铁居民”共同富裕。第一,对于静态视角,城市开通高铁站会显著降低“高铁居民”富裕水平。第二,对于动态视角,城市高铁网络增密对“高铁居民”恩格尔系数存在显著的倒U形影响。尤其对于非中心城市,只有城市高铁网络密度超过一定水平后才有利于“高铁居民”共同富裕。第三,高铁网络非均衡增密导致中心城市对非中心城市劳动力要素、资本要素以及产业集聚存在明显的“虹吸效应”,逆城市化是高铁网络非均衡增密阻碍“高铁居民”共同富裕的“梗阻”因素。具体表现为:(1)高铁网络非均

衡增密加快非中心城市逆城市化;(2)非中心城市距离中心高铁城市越近,非中心高铁城市城市化水平就越低;(3)高铁城市城市化水平越高,“高铁居民”越有利于实现共同富裕;第四,高铁网络增密对“高铁居民”共同富裕的影响与城市初始共同富裕禀赋有关。相对富裕并且收入差距较大城市的“高铁居民”更有利于推进共同富裕进程。

因此,高铁网络非均衡增密格局和逆城市化是阻碍“高铁居民”共同富裕的“梗阻”因素,未来中国高铁网络均衡增密更有利于“高铁居民”实现共同富裕。为推进“高铁居民”共同富裕进程,具体建议如下。第一,政府应引导高铁网络向中心城市外围区域增密。具体标准如下:(1)距离中心城市66.10公里范围以内的非中心城市应适度提升高铁网络密度;(2)对于距离中心城市66.10公里范围之外的地区,高铁网络应优先在城市化水平较高的非中心城市增密。第二,具有以下特征的非中心城市应优先增加高铁网络密度:(1)城市恩格尔系数低于0.43;(2)城市泰尔指数高于0.04;(3)城市高铁站点数量高于1.13(取对数);(4)城市高铁线路条数高于1.09(取对数)。

参考文献:

- [1] 马光荣,程小萌,杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J]. 中国工业经济,2020(6):5-23.
- [2] 孙文浩,张杰. 高铁网络能否推动制造业高质量创新[J]. 世界经济,2020(12):151-175.
- [3] 张克中,陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态,2016(6):62-73.
- [4] CHEN Z, HAYNES K E. Impact of high-speed rail on regional economic disparity in China[J]. Journal of Transport Geography, 2017,65:80-91.
- [5] XIAO K, HAIQIANG C, YONGMIAO H, et al. Do China's high-speed-rail projects promote local economy? —new evidence from a panel data approach[J]. China Economic Review,2017,44:203-226.
- [6] YAO S, FANG J, HE H. Can time-space compression promote urban economic growth? Evidence from China's high-speed rail projects[J]. China & World Economy,2020,28(5):90-117.
- [7] 卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济,2018(6):147-161.
- [8] 申洋,郭俊华,程锐. 交通基础设施改善能促进居民消费吗——来自高铁开通的证据[J]. 商业经济与管理,2021(1):59-71.
- [9] 陈丰龙,徐康宁,王美昌. 高铁发展与城乡居民收入差距:来自中国城市的证据[J]. 经济评论,2018(2):59-73.
- [10] 余泳泽,潘妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释[J]. 中国农村经济,2019(1):79-95.
- [11] 朱文涛,蔡凌,朱洪平. 铁路提速是否抑制了外围城市的居民收入增长[J]. 当代经济科学,2020(1):60-70.
- [12] ALDER S. Chinese roads in India: the effect of transport infrastructure on economic development[J]. Available at SSRN 2856050,2016.
- [13] BANERJEE A, DUFLO E, QIAN N. On the road: access to transportation infrastructure and economic growth in China[J]. Journal of Development Economics,2020,145:1-36.
- [14] LI Y, DACOSTA M N. Transportation and income inequality in China:1978—2007[J]. Transportation Research. Part A:Policy and Practice,2013,55:56-71.
- [15] 周洲,段建强,李文兴,等. 乡村公路建设、农业劳动生产率与城乡收入差距——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 经济理论与经济管理,2022(8):23-36.
- [16] 文雁兵,张梦婷,俞峰. 中国交通基础设施的资源再配置效应[J]. 经济研究,2022(1):155-171.
- [17] 吴嘉贤,刘修岩. 高铁开通与中国农村减贫——来自遥感数据的证据[J]. 世界经济文汇,2022(1):1-17.
- [18] 李建萍,辛大楞,宋彩霞. 高铁开通的减贫效应——基于中国280个地级及以上城市的双重差分法实证研究[J]. 安徽师范大学学报(人文社会科学版),2020(4):128-138.
- [19] 周申,倪何永乐. 高铁建设是否降低了省内地区收入差距? ——基于卫星灯光数据的经验研究[J]. 现代经济探讨,2022(3):82-94.

- [20]路海艳,赵鹏军,董亚宁,等. 高铁站可达性与城乡居民收入差异空间分异研究[J]. 地理科学进展,2022(1):131-142.
- [21]俞峰,唐宜红,张梦婷. 高铁开通对中国城乡收入差距的影响研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报),2020(4):129-143.
- [22]李强. 高铁开通对长江经济带城乡收入差距的影响研究[J]. 南通大学学报(社会科学版),2021(2):32-42.
- [23]刘怡,张宁川,周凌云. 高铁建设与区域均衡发展——来自京津冀高铁通车的证据[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版),2018(3):60-71.
- [24]解垚. 城镇化与中国农村减贫[J]. 经济科学,2020(3):5-16.
- [25]温兴祥. 移民多样性与城镇劳动者收入[J]. 世界经济文汇,2021(5):17-32.
- [26]戚金坤,汪伟. 高速铁路与服务业企业生产率——来自中国上市公司的经验证据[J]. 商业经济与管理,2020(10):73-85.
- [27]周心怡,李南,龚锋. 新型城镇化、公共服务受益均等与城乡收入差距[J]. 经济评论,2021(2):61-82.
- [28]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):81-102.
- [29]孙永强,巫和懋. 出口结构、城市化与城乡居民收入差距[J]. 世界经济,2012(9):105-120.
- [30]江鑫,黄乾. 乡村公路、人口城市化和乡村包容性经济增长[J]. 南方经济,2020(4):62-83.
- [31]范建双,虞晓芬,周琳. 城镇化、城乡差距与中国经济的包容性增长[J]. 数量经济技术经济研究,2018(4):41-60.
- [32]李子叶,韩先锋,冯根福. 中国城市化进程扩大了城乡收入差距吗——基于中国省级面板数据的经验分析[J]. 经济学家,2016(2):69-74.
- [33]李静,孙亚运,邓苋苋. 高铁时代的小城市发展——基于人口空心化的研究[J]. 财经研究,2021(9):154-168.
- [34]陈长石,姜廷廷,刘晨晖. 高铁开通影响科技企业进入了吗? [J]. 经济科学,2021(3):108-120.
- [35]孙文浩. 高铁网络与城市二元创新结构[J]. 山西财经大学学报,2021(1):42-53.
- [36]韦朕韬,孙晋云. 高铁开通能否促进我国中西部地区吸引 FDI? [J]. 南方经济,2020(1):33-45.
- [37]张晶,陈海山. 新时期城市化推进过程中集聚阴影研究——基于高铁通车的视角[J]. 经济学(季刊),2022(1):281-302.
- [38]黄春芳,韩清. 高铁线路对城市经济活动存在“集聚阴影”吗? ——来自京沪高铁周边城市夜间灯光的证据[J]. 上海经济研究,2019(11):46-58.
- [39]陈卫,王若丞. 高铁对中国城镇化发展的影响[J]. 人口研究,2020(3):85-101.
- [40]CUBERES D, DESMET K, RAPPAPORT J. Urban growth shadows[J]. Journal of Urban Economics, 2021, 123:103334.
- [41]俞峰,梅冬州,张梦婷. 交通基础设施建设、产业结构变化与经济收敛性研究[J]. 经济科学,2021(5):52-67.
- [42]CHAI A, MONETA A. Retrospectives: Engel curves[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2010, 24(1):225-240.
- [43]王永钦,李蔚,戴芸. 僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据[J]. 经济研究,2018(11):99-114.



(责任编辑 郭宝才 王 权)