

高铁网络对劳动力空间错配的影响研究

邱语¹, 张卫国^{1,2}

(西南大学 1. 经济管理学院; 2. 中国西部非公经济发展与扶贫反哺协同创新中心, 重庆 400715)

摘 要: 基于 2005—2019 年城市面板数据, 利用多时点 DID 模型、空间 DID 模型, 实证检验高铁网络对劳动力空间错配的影响及作用机制。研究发现: 第一, 高铁网络显著改善了劳动力空间错配, 高铁开通使沿线城市劳动力错配平均下降 8.2%, 且经停频次每增加一趟, 劳动力错配进一步下降 0.4%, 在经过一系列稳健性检验后, 结论仍然成立; 第二, 高铁网络通过劳动力跨区流动、产业集聚渠道显著改善了外围地区大规模城市和重点城市群劳动力空间错配; 第三, 高铁网络通过产业集聚渠道显著改善了南方地区和东部地区的劳动力空间错配, 且其改善效应在东部地区更大。

关键词: 高铁网络; 劳动力空间错配; 多时点双重差分法; 空间双重差分法

中图分类号: F532; F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2023)06-0200-16

一、引言与文献综述

近年来, 深化要素市场化改革、促进资源合理配置已经上升至国家战略高度。2020 年 4 月, 《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》, 强调要“促进要素自主有序流动, 提高要素配置效率”。“十四五”规划明确了“要素市场化配置改革取得重大进展”是“十四五”时期经济社会发展主要目标之一。党的二十大报告指出“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”, 而深化要素市场化改革, 建设高标准市场体系是推动高质量发展的重要举措之一。

与其他要素市场相比, 中国劳动力市场的结构性矛盾尤为突出, 一方面, 随着“刘易斯转折点”到来、“人口红利”消失, 依靠劳动力大规模从农业向非农产业转移, 带来资源重新配置的作用下降^[1]。另一方面, 地方保护、房价限制、户籍管制等因素限制了劳动力自由流动, 劳动力无法通过价格机制和市场机制实现空间自由配置, 造成了劳动力市场严重扭曲^[2]。此外, 地形地貌造成的地理距离以及地方政府的行政壁垒造成的地理分割, 使劳动力流动频率和时空范围在很大程度上受到了阻碍, 劳动力要素难以得到有效的配置。劳动力资源在空间层面的低效配置不仅降低了经济增长速度和经济增长质量^[3], 还加剧了区域经济不平衡发展, 阻碍着区域协调发展的进程, 成为经济与社会发展亟待解决的重大问题^[4]。在此背景下, 如何改善劳动力空间错配, 引导

作者简介: 邱语, 西南大学经济管理学院, 博士研究生。

通讯作者: 张卫国, 西南大学经济管理学院, 教授, 博士生导师。

基金项目: 马克思主义理论研究和建设工程特别委托项目“区域协调发展和新型城镇化研究”(2021MYB016), 项目负责人: 张卫国; 国家社会科学基金项目“长江上游生态大保护政策可持续性与机制构建研究”(20&ZD095), 项目负责人: 文传浩。

劳动力要素在地区间合理配置,是促进区域协调发展、推动高质量发展的必然要求。

目前,大部分关于劳动力空间错配的研究视角是从户籍管制^[5]、最低工资制度^[6]、劳动力保护^[7]、一体化政策^[8]等“有形之手”切入;或是从市场分割^[9]、产业集聚^[10]、对外投资^[11]、住房约束^[12]等“无形之手”切入。少有研究从交通基础设施视角去分析资源再配置,而已有研究表明,良好的交通基础设施有助于生产要素在地区间自由流动,影响市场机制下资源配置的空间范围与时效^[13],但主要集中于高速公路这种交通基础设施^[14],对于高速铁路(以下简称“高铁”)的关注较少,高铁作为一种新兴的交通运输方式,是交通基础设施改善的重要标志。

关于高铁与劳动力空间错配的相关研究主要有以下两个方面:一方面是关于高铁与区域就业的关系。一部分研究认为开通高铁会扩大沿线地区的市场规模,创造更多就业机会。基于日本高铁经验数据,Li等发现高铁使距离东京约150公里内的大都市圈聚集,同时使距离东京较远的城市收缩,即非核心地区人口减少,服务业就业下降,制造业就业大幅增长^[15]。基于中国城市层面数据,Lin等发现,高铁开通使城市客流量增加10%,就业人数增加7%^[16],尤其是对第三产业中的批发零售、住宿餐饮业等消费性服务业及信息、软件等生产性服务业^[17];进一步地,高铁沿线城市通过吸引相邻城市劳动力来促进其增长,且通过高铁网络在1~4个小时通勤圈内连接到的劳动力越多,就业增长就越高^[18]。另一部分研究关注了高铁对空间就业效应的影响,学者们指出高铁的就业增长效应仅在部分地区显著,比如:中国东部地区^[19]、东部和东北地区^[20]或是南方城市^[21],尤其是华南地区^[22]。

另一方面是关于高铁与地区人力资本配置的关系。一部分研究从整体视角做了探讨,基于中国城市面板数据,秦放鸣等发现,高铁开通显著地促进了地区人力资本的提升^[23],能引发高铁城市之间、高铁城市与非高铁城市之间的人力资本迁移,显著提高了沿线城市的创新水平^[24]。从微观个体的角度出发,高铁开通促进了专利发明人等生产要素流动,降低了生产要素在企业间的错配程度,提高了企业生产率^[25]。另一部分研究从异质性劳动力视角出发,指出高铁减少了跨城通勤时间,减少了在不同城市工作的工人面对面交流的成本,使技术人员以更快的速度、达到更远的距离^[26],能够满足对时间较为敏感的高素质人才需要,开通高铁的沿线城市提升了本科及以上学历员工、技术员工占比,促进了企业创新产出,从而提升地区人力资本水平^[27],且高铁开通对高技能劳动力流动的促进作用要强于低技能劳动力^[28],高技能劳动力跨区流动主要由区域间收入差异驱动,而低技能劳动力主要由区域间工作机会差异决定^[29]。

综上,现有研究从侧面探讨了高铁网络与劳动力空间配置的关系,为本研究提供了有益参考。但直接从理论和实证层面讨论高铁网络影响劳动力空间错配的研究较少,目前,与本文直接相关的文献仅有两篇:Yan等使用2004—2016年中国280个地级市数据研究发现,高铁开通不仅缓解了本地劳动力错配,也缓解了周边地区劳动力错配问题^[30],但该研究并未探讨高铁对劳动力空间错配的作用机制。牛子恒和崔宝玉基于2003—2018年中国271个地级市数据实证发现,高铁开通能通过促进劳动力流动、产业集聚来改善劳动力错配^[31],但该研究对高铁的劳动力错配的空间溢出效应和异质性影响讨论不完善。目前,高铁对劳动力配置效应的差异性不仅体现在城市规模、东中西部地区,随着南北差距扩大,区域一体化战略实施,高铁对劳动力空间错配的影响在这些方面的异质性和作用机制讨论还比较缺乏,且现有研究多是基于高铁开通数据来衡量高铁发展水平,忽视了高铁运营服务强度的影响。

因此,本文基于2005—2019年中国284个地级及以上城市面板数据,构建多时点DID模型、空间DID模型和中介效应模型,实证检验了高铁网络(高铁开通、高铁经停频次)对劳动力空间错配的影响,并从劳动力跨区流动、产业集聚的视角,对高铁网络的劳动力空间配置效应在中心外围地区、不同规模城市、南北地区、东中西部地区以及不同城市群中的差异性影响及作用机制进行了探讨。本研究拓展了劳动力空间错配的研究视角、丰富了高铁网络对劳动力空间错配的

研究内容,对优化高铁网络布局、释放劳动力配置效率潜能具有重要的理论和现实意义。

二、研究假说

(一) 直接效应

福利经济学第一定理指出,在完全竞争市场中,根据收益最大化原则,生产要素在地区间自由流动,地区间要素边际替代率相同,达到竞争均衡即为帕累托有效率配置^[32]。区域劳动力市场是指,在大多数地区的居民习惯于就地寻找工作,各地雇主所需要大部分劳动力也就地招募,工人可以变换工作而不必变迁住址^[33]。通常,在竞争性产品市场,劳动力的边际价值产品将等于劳动力的边际收入产品,区域劳动力市场实现均衡。然而,由于劳动力的不完全流动性、区域劳动力的异质性以及劳动力市场分割等原因,区域劳动力市场表现出非竞争性市场的特征,劳动力配置偏离帕累托有效率配置,即为劳动力空间错配。

完善的交通基础设施可以减轻市场摩擦,促进经济要素趋近最优配置状态。高铁作为一种典型的交通基础设施,可以降低投入品的成本,提供高品质的货物和服务,由此,降低生产和交易成本,增加区域产出的需求,增加对劳动力需求;良好的基础设施也有助于提高生产率,进而提高工资水平,吸引劳动力进入。高铁网络化发展能够削弱生产要素流动的空间壁垒,空间范围内邻接的城市通过高铁形成了空间关联,弱化了区域行政界限,实现“以点带面”的要素配置模式。高铁网络提升了区域可达性,加速城市间人流、物流、资金流、信息流、技术流等资源流动,成为重塑经济空间布局的重要影响因素^[21]。基于此,提出如下假说:

假说 1:高铁网络可以改善劳动力空间错配。

(二) 间接效应

传统经济增长理论认为,提升资源配置效率的关键在于要素自由流动,使得资源得以充分利用,生产要素跨区域自由流动有利于要素在空间上的优化配置。随着劳动力流动的时空距离不断增加,影响劳动力流动的时间和空间阻力以及劳动者为此所付出的时间和货币成本也会越大,从而会对劳动力的就业行为构成约束,即流动成本的存在会降低劳动力空间配置效率。新古典主义迁移理论认为,劳动力从劳动回报率低的地区向劳动回报率高的地区流动,使两地的劳动力回报率回到均衡的状态^[29]。劳动力跨区流动具有明显的“趋优性”特征,劳动力对于就业的选择往往会依据自身情况与相对应的价格、供求、竞争等市场信息相匹配,进而向优势区域流动,这种“趋优性”特征的本质是劳动力配置的帕累托改进过程。

高铁网络拓宽了劳动力空间可达范围、降低了劳动力流动时间成本,促进劳动力在区域间流动。具体而言,一方面,高铁网络提升了区域可达性,有助于扩大劳动力的就业信息搜寻范围,降低信息不对称,使劳动力获取更多的就业信息,也能够通过增加通勤方式获得更多的就业选择,产生劳动力空间再配置效应^[17]。另一方面,随着高铁技术的改进、高铁网络化建设的完善,交通运输效率不断提高,缩短了劳动力在城市间的通勤时间,降低了单位距离的时间成本,高铁的通勤便利性创造了职住分离的条件,克服住房限制造成的劳动力错配,降低了劳动力隐性失业中的摩擦性和结构性因素,优化了城市间生产要素的配置。基于此,提出如下假说:

假说 2:高铁网络可以通过促进劳动力跨区流动来改善劳动力空间错配。

工业区位理论认为交通运输成本、贸易成本是工业区位选择的重要影响因素^[34],克鲁格曼提出的中心—外围模型^[35]认为产业集聚的根本原因是规模经济、运输成本,规模经济使利润最大化的企业只在一个区域选择厂址。在一些假定下,前后关联加强了产业集聚的强制过程,背后的驱动力是工人和企业迁移。“后向联系”影响企业选址的需求外部性,“前向联系”影响劳动力位置的成本外部性。在运输成本适中的情况下,规模经济使得工人和企业集中,使其享受到市场接近和中间投入品或消费品多样化带来的好处;运输成本的下降会推动规模报酬递增,扩大中心

区与外围区的发展差距,进一步促进了经济活动和劳动力集聚。

高铁网络提升了城市间可达性,可以减少对原材料的搜索成本以及交易费用,降低贸易成本,缩小地区间价格差距。高铁网络可以使企业更快速、更便捷地与其他高铁节点城市的企业进行交流合作,通过降低劳动力流动时空成本来降低人工成本,同时由于货运分离,交通运输效率提高,可以减少商品、设备等在运输过程中产生的成本,增强了城市的吸引力和竞争力,使得一部分产业向节点城市转移并集聚。城市周边地区的劳动力、资金、技术等要素会向其转移,产业集聚区域周边剩余劳动力得以充分利用,随着集聚程度的进一步加深,产业集聚区域通过中间产品、流动资金、剩余劳动力、专业技术等生产要素的流动,对周围区域产生扩散效应^[10]。本地劳动力之间的交流和学习,增强了知识的溢出效应,并促使知识向周边城市扩散,进而提高周边城市劳动力的技能以及工资水平,进一步优化劳动力市场结构,缓解劳动力空间错配问题。基于此,提出如下假说:

假说 3:高铁网络可以通过促进产业集聚来改善劳动力空间错配。

“中心—外围”理论指出,区域发展是向心力和离心力共同作用的结果。一方面,劳动力和企业可能向基础设施更加完善、城市功能更加齐全、就业机会更多、产业链条更完整的中心地区转移,往往这些地区高铁建设及周边配套设施更完善,城市间连通性好、可达性更高,有利于劳动力跨区流动、产业集聚。另一方面,当大量生产要素过度聚集于某地区时,会产生集聚不经济,居住、交通、生产成本和管理成本会增加,生存环境恶化等外部成本上升,劳动力或企业可能会向外围地区扩散。通常情况下,不同地区的生产技术、人力资本禀赋、基础设施、产业和职业结构、生活成本等初始要素禀赋存在区际差异,高铁网络对不同地区劳动力市场产生的影响程度也有所不同。基于此,提出如下假说:

假说 4:高铁网络对劳动力空间错配的改善效应因城市属性、地理区位、城市群发展的不同而存在显著差异。

三、研究设计

(一)模型设定

1. 多时点 DID 模型

双重差分法(DID)是评价政策效应的基本工具,被广泛应用于政策影响的研究,基于准自然实验的双重差分法可以在很大程度上避免内生性问题的困扰。传统 DID 模型一般针对政策实施时点为同一个时期,但现实中城市开通高铁的年份各不相同,因此本文以中国城市高铁开通作为准自然实验,构建多时点 DID 模型:

$$LSM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + \alpha_2 X_{it} + \eta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中, LSM_{it} 表示*i*城市*t*年的劳动力错配程度, HSR_{it} 是*i*城市*t*年的高铁发展水平, X_{it} 是一组控制变量, ϵ_{it} 是一个独立同方差的误差项。同时,分别用 η_t 和 μ_i 来控制年份和城市固定效应。

2. 空间 DID 模型

通常 DID 模型必须遵循个体处理效应稳定性假设(SUTVA),即政策干预只影响处理组,不会对控制组产生交互影响,或者说政策干预不会产生外溢效应。然而,政策外溢不存在明显的物理障碍,一个地区的政策实施可能会影响其周边地区。因此,本文在式(1)的基础上,引入了空间双重差分法(SDID)来解决这个问题,在多时点 DID 模型的基础上,构建空间杜宾双重差分模型:

$$LSM = \rho WLSM + \beta HSR + \theta WHSR + \sigma X + \delta WX + \eta + \mu + \epsilon \quad (2)$$

式中, ρ 为被解释变量的空间自相关系数, θ 为高铁网络的溢出效应, δ 为控制变量的溢出效应, η 和 μ 分别表示空间固定效应和时间固定效应。 W 是空间权重矩阵,表示城市间的空间联

系,由于空间计量模型结果对空间权重矩阵敏感,本文选用两种空间权重矩阵,一是地理距离矩阵,当城市 $i \neq j$ 时,矩阵 W 的元素 $W_{ij} = 1/d_{ij}$,当城市 $i = j$ 时, $W_{ij} = 0$, d_{ij} 是使用经纬度计算的城市间地理距离;二是地理邻接矩阵,当两个城市相邻, $W_{ij} = 1$,否则 $W_{ij} = 0$ 。其余参数含义同式(1)。

3. 中介效应模型

理论分析表明高铁网络可能会通过劳动力跨区流动和产业集聚的路径改善劳动力空间错配,为此,本文借助中介效应逐步回归模型对这两条路径进行经验识别,模型设定如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 X_{it} + \eta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$LSM_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 M_{it} + \gamma_2 HSR_{it} + \gamma_3 X_{it} + \eta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式中, M_{it} 为中介变量,表示劳动力跨区流动($Flow_{it}$)、产业集聚(HHI_{it}),中介效应占比为 $\beta_1 \times \gamma_1 / \alpha_1$,其余参数含义同式(1)。

(二) 变量选择与说明

1. 被解释变量

劳动力空间错配是指相对于帕累托最优状态的偏离程度,本文借鉴 Restuccia 和 Rogerson 的研究构建一般均衡分析框架,将扭曲以税收楔子的形式加到价格上^[36],从而对资源配置扭曲指数进行测度。假设经济体由 n 个城市组成,整个经济体的总产出 Y 是各城市产出 Y_i ($i = 1, \dots, n$) 的 CES 函数,城市 i ($i = 1, \dots, n$) 生产函数 Y_i 满足柯布一道格拉斯形式,分别表示为:

$$Y = \left(\sum_{i=1}^n \theta_i Y_i^\sigma \right)^{\frac{1}{\sigma}} = AK^\alpha L^\beta \quad (5)$$

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^\beta \quad (6)$$

其中, θ_i 表示 i 城市产出在整体经济生产中的权重, $\sum_{i=1}^n \theta_i = 1$, σ 是城市间产出替代的弹性, $K = \sum_{i=1}^n K_i$, $L = \sum_{i=1}^n L_i$ 为总资本存量和总就业人数, Y_i 、 L_i 、 K_i 和 A_i 分别表示 i 城市的实际 GDP、就业、资本存量和全要素生产率(TFP), α 是资本产出弹性, β 是劳动产出弹性,满足 $\alpha + \beta = 1$,即规模报酬不变。

根据利润最大化,既要实现总产出最大化,也要实现城市 i 产出最大化,即利润函数为:

$$\Pi_1 = \max_{Y_i} [PY_i - p_i Y_i] \quad (7)$$

$$\Pi_2 = \max_{K_i, L_i} [p_i Y_i - r_i K_i - w_i \tau_i L_i] \quad (8)$$

式中, P 为最终产品价格, p_i 为 i 城市的产出价格; w_i 和 r_i 分别是无市场摩擦的理想状态下的劳动力价格和资本价格。但劳动力市场并不是完全自由流动的,城市 i 劳动力价格可能被扭曲, τ_i 是以“扭曲税”形式表示 i 城市劳动力价格的扭曲程度。

根据利润最大化条件,可得总产出利润最大化、各城市产出利润最大化的一阶条件为:

$$P Y^{1-\sigma} \theta_i Y_i^{\sigma-1} = p_i \quad (9)$$

$$\beta_i p_i A_i K_i^\alpha L_i^{\beta-1} = w_i \tau_i \quad (10)$$

$$\alpha_i p_i A_i K_i^{\alpha-1} L_i^\beta = r \quad (11)$$

令 $k_i = K_i/K$, $l_i = L_i/L$ 表示资本和劳动投入,由此可得资源空间配置扭曲(实际状态)时 i 城市劳动投入 l_i 为:

$$l_i = \frac{L_i}{L} = \frac{\theta_i^{\frac{1}{1-\sigma}} (A_i/\tau_i^\beta)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_i^{-1}}{\sum_{i=1}^n \theta_i^{\frac{1}{1-\sigma}} (A_i/\tau_i^\beta)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_i^{-1}} \quad (12)$$

当 $\tau_i = 1$ 时,可以得到理想状态下城市 i 劳动投入 l_i^* 为:

$$l_i^* = \frac{L_i^*}{L^*} = \frac{\theta_i^{\frac{1}{1-\sigma}} A_i^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}}{\sum_{i=1}^n \theta_i^{\frac{1}{1-\sigma}} A_i^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}} \quad (13)$$

通过理想状态下劳动投入与实际状态下劳动投入的比值,我们可以得到城市 i 劳动力投入

的扭曲程度为 $dis_i = l_i^* / l_i$,若 $dis_i = 1$,表示城市 i 实际劳动力投入是理想的, $dis_i < 1$ 表示城市 i 劳动力投入过度, $dis_i > 1$ 表示城市 i 劳动力投入不足。在面对实际情况时,绝对的城市 i 劳动力投入的扭曲程度 dis_i 无法测度的,但可以通过测度城市 i 劳动力投入扭曲的相对状况近似表示:

$$LSM_{it} = \frac{s_{it}\beta_i}{\bar{\beta}_i} / \frac{L_{it}}{L_t} - 1 \quad (14)$$

式中, $s_{it} = p_{it}Y_{it}/Y_t$,表示 i 城市 t 年的产出在当年整个经济体总产出中所占的份额, $\bar{\beta}_i = \sum_i s_{it}\beta_i$ 为经产出份额加权后的劳动力平均贡献值。 $s_{it}\beta_i/\bar{\beta}_i$ 表示 i 城市 t 年理想配置状态的劳动力投入,而 L_{it}/L_t 是 i 城市 t 年实际投入劳动量在整个经济劳动力总量中所占份额,两者比值反映了劳动力的理想使用量与实际使用量的偏离程度。因此,若 $LSM_{it} < 0$,表示同整个经济体平均水平相比,城市 i 劳动力投入过度;若 $LSM_{it} > 0$,表示城市 i 相对劳动力投入不足。为保证回归方向一致,对劳动力错配指数做归一化处理,数值越大,表示劳动力错配程度越严重。

为得到 i 城市 t 年相对劳动力错配程度 LSM_{it} ,需要计算 i 城市劳动力产出弹性 $\beta_i = 1 - \alpha_i$ 。为此,借鉴白俊红和刘宇英的做法,将生产函数对数线性化,加入时间和个体双固定效应,构建变斜率、变截距的变系数面板模型,采用最小二乘虚拟变量法(LSDV)^[11]可估算出 α_i 。变系数面板模型为 $\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A_{it} + \alpha_i \ln(K_{it}/L_{it}) + u_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$,其中, Y_{it} 、 L_{it} 、 K_{it} 分别表示 i 城市 t 年的实际产出、城镇单位从业人员人数、固定资产存量。固定资产存量使用永续盘存法来估算: $K_{it} = I_{it}/P_{it} + (1 - \delta_i)K_{i,t-1}$,其中, K_{it} 为当期固定资本存量, I_{it} 为当期名义固定资产形成总额, P_{it} 为固定资产投资价格指数, δ_i 为折旧率,取9.6%^[37], $K_{i,t-1}$ 为上一期固定资本存量。

2. 解释变量

高铁发展水平(HSR_{it})采用两个指标来衡量。第一个指标为高铁开通($HSR1_{it}$), i 城市 t 年1—6月开通高铁, $HSR1_{i,t} = 1$, i 城市 t 年7—12月开通高铁, $HSR1_{i,t+1} = 1$, i 城市 t 年未开通高铁, $HSR1_{i,t} = 0$ 。第二个指标为高铁经停频次($HSR2_{it}$),以 i 城市 t 年经停高铁列车数加1取对数表示。现有研究常用高铁开通的虚拟变量衡量高铁建设水平,更多地关注高铁开通前后的效应,本文还使用高铁经停频次的连续性变量作为高铁发展水平的衡量指标,能够较为准确地度量高铁发展的边际影响,同时也可弥补以往研究中采用虚拟变量无法刻画高铁运营服务强度差异的问题。

3. 中介变量

采用引力模型测量劳动力跨区流动($Flow_{it}$),如果城市 j 比城市 i 具有较高的工资水平或者较低的房价水平,那么城市 i 的劳动力就会在“效用最大化”的驱使下,流向城市 j 。基于此,劳动力跨区流动($Flow_{it}$)可表示为:

$$Flow_{it} = \sum_{j=1}^n \ln labor_{it} * \ln(wage_{jt} - wage_{it}) * \ln(house_{it} - house_{jt}) / d_{ij} \quad (15)$$

式中, $labor_{it}$ 为 i 城市 t 年的城镇单位从业人员数量, $wage_{jt}$ 、 $wage_{it}$ 分别表示 t 年城市 j 、 i 就业人员平均工资, $house_{jt}$ 、 $house_{it}$ 分别为 t 年城市 j 、 i 商品房销售价格, d_{ij} 是根据城市经纬度测算的 j 、 i 城市间地理距离。

采用赫芬达尔指数—赫希曼指数来衡量城市产业集聚程度(HHI_{it}),可表示为:

$$HHI_{it} = \sum_k (E_{ikt} / E_{it})^2 \quad (16)$$

式中, E_{ikt} 表示 t 年 i 城市的 k 行业的就业人数, E_{it} 表示 t 年 i 城市的所有行业总就业人数, HHI 指数的取值范围在0~1之间,值越大说明产业多样化的外部性越大。

4. 控制变量

为减少其他因素的影响,本文设置以下控制变量:①市场分割(Rev)。在现行的财政体制下,分税制和转移支付制度的不完善使地方政府为了保护税基和增加本地财政收入,倾向于采

取措施保护当地税源,导致资源在地区间的错配,政府的财政收入比重越大,地方政策越是可能通过分割市场来对本地税源进行支持和保护,以各地区财政收入占地区 GDP 的比重来衡量市场分割。②金融发展(*Fin*)。金融发展水平提升可能促进资源要素充分流动,提高要素在各地区间配置效率,也有可能使配置低效地区获得更多的资金支撑,加剧资源错配程度,以地区金融机构贷款余额占地区 GDP 的比重表示金融发展水平。③高等教育(*Edu*)。高等教育不仅能反映教育资源的丰裕程度,也是劳动力流动门槛的重要因素,直接影响劳动力跨区域配置,选用每万人在校大学生数量取对数来衡量高等教育水平。④医疗资源(*Med*)。医疗资源作为地区公共服务水平的一个重要方面,对劳动力在地区间配置起着至关重要的作用,每万人拥有执业医师人数的对数衡量医疗资源水平。⑤公路客运量(*Road*)。高铁并不是唯一影响劳动力配置的交通工具,为消除传统交通基础设施对劳动力配置的影响,控制了各个城市公路客运量,以万人次公路客运量取对数衡量传统交通基础设施水平。⑥城市化水平(*UR*)。中国的快速城镇化使得中国城市间劳动力空间分布不均匀,使用常住人口中城镇人口的比重测度城市化水平。⑦户籍管制(*HR*)。中国的劳动力流动始终伴随着户籍管制的发展与变迁,户籍制度放松能够加速中国劳动力的空间流转,有助于改善劳动力错配,激发剩余劳动力的流动行为,使用常住人口与户籍人口的比值衡量城市户籍管制。

(三)数据来源与处理

本文选取 2005—2019 年 284 个地级及以上城市的面板数据进行实证研究。自 2020 年起,统计年鉴取消了固定资产投资价格指数统计,因此劳动力错配的数据截止到 2019 年,2008 年中国开通第一条高铁,为对比高铁开通前后的政策效应,将基期设置为 2005 年。高铁开通数据主要来自国家铁路局、中国铁路 12306、各地新闻网站,根据高铁站名称利用高德 API 爬取经纬度,再获得经纬度所在的省份与城市,进而可以获得各城市开通高铁的时间。高铁经停频次的数据来自《全国铁路旅客列车时刻表》,由于时刻表提供的是车次车站的开行信息(如车站的到达时间、发车时间、停留时间),而本文的研究对象是城市,需进行如下处理:首先,依据车站站点的经纬度将其匹配到所属行政区划,其中,将车站所在的省辖县级市统计为其代管的地级市;其次,统计城市的经停列车数,对一个城市所辖区域的所有车站始发和途经的车次进行去重加总,车次包括 G 字头高速动车组列车、D 字头普通动车组列车、C 字头城际动车组列车。商品房销售价格取自 CIEC 数据库,以及中国区域经济统计年鉴,少数缺失数据通过查询安居客平台补充,其他城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴、各地级及以上城市统计年鉴,部分缺失数据使用插值法补充,各变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计表

变量	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
劳动力错配	<i>LSM</i>	4 260	0.469	0.330	0.000	1.000
高铁开通	<i>HSR1</i>	4 260	0.305	0.461	0.000	1.000
高铁经停频次	<i>HSR2</i>	4 260	1.307	2.058	0.000	7.128
劳动力跨区流动	<i>Flow</i>	4 260	0.363	0.308	0.000	1.000
产业集聚	<i>HHI</i>	4 260	0.168	0.071	0.073	0.664
市场分割	<i>Rev</i>	4 260	0.071	0.028	0.018	0.245
金融发展	<i>Fin</i>	4 260	0.891	0.568	0.075	9.623
高等教育	<i>Edu</i>	4 260	4.479	1.209	0.000	7.201
医疗资源	<i>Med</i>	4 260	2.981	0.452	0.000	4.598
公路客运量	<i>Road</i>	4 260	8.437	0.997	0.000	12.570
城镇化水平	<i>UR</i>	4 260	52.100	16.100	6.491	100.000
户籍管制	<i>HR</i>	4 260	1.015	0.299	0.232	4.548

四、实证结果与分析

(一)多时点 DID 模型回归结果

利用多时点 DID 方法估计了高铁网络对劳动力错配的基准影响。其中,表 2 中列(1)~(3)展示了高铁开通对劳动力错配的基准影响,列(1)是在控制年份和城市固定效应的基础上,高铁开通对劳动力错配的基准回归,结果发现两者显著负相关,列(2)(3)进一步逐步控制市场分割、金融发展、高等教育、医疗资源、公路客运量、城市化水平、户籍管制后,高铁开通与劳动力空间错配的负向关系依旧在 1%显著性水平下成立。从列(3)可以得出,控制其他因素不变,高铁开通使劳动力错配程度平均减少 8.2%。与此同时,表 2 中列(4)~(6)汇报了高铁经停频次对劳动力错配的基准影响,列(4)是在控制年份和城市固定效应的基础上,高铁经停频次对劳动力错配的基准回归,结果发现两者显著负相关,列(5)(6)进一步控制相关变量后,高铁经停频次与劳动力空间错配的负向关系依旧在 5%显著性水平下成立,从列(6)可以得出,控制其他因素不变,城市高铁经停频次每增加一个车次,劳动力错配程度平均减少 0.4%。

表 2 多时点 DID 模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>HSR1</i>	-0.085*** (0.016)	-0.082*** (0.016)	-0.082*** (0.016)			
<i>HSR2</i>				-0.005** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.004** (0.002)
<i>Rev</i>		-0.948** (0.372)	-0.950** (0.372)		-0.351* (0.204)	-0.343* (0.204)
<i>Fin</i>		-0.035** (0.017)	-0.041** (0.017)		-0.018* (0.009)	-0.018** (0.009)
<i>Edu</i>		0.043*** (0.014)	0.047*** (0.014)		0.003 (0.007)	0.003 (0.008)
<i>Med</i>			-0.054* (0.028)			0.038** (0.015)
<i>Road</i>			0.017*** (0.006)			0.002 (0.003)
<i>UR</i>			-0.003** (0.001)			-0.001 (0.001)
<i>HR</i>			0.017 (0.045)			-0.046* (0.025)
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 260	4 260	4 260	4 260	4 260	4 260
<i>R²</i>	0.180	0.185	0.189	0.014	0.016	0.019

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著,括号中为标准误,下同

(二)空间 DID 模型回归结果

基于式(2),利用空间 DID 模型进行估计,考察高铁开通对劳动力错配的空间溢出效应。在进行空间 DID 模型估计前,需要进行空间相关性检验,结果显示,中国 2005—2019 年 284 个城市劳动力错配指数的 Moran's I 值始终在 0.05 左右波动,显著为正,反映出地区间劳动力错配存在明显的空间相关性。表 3 汇报了基于地理距离矩阵、地理邻接矩阵的空间 DID 回归结果及效应分解,空间滞后项系数 ρ 显著为正,初步表明高铁网络对城市劳动力错配改善效应存在溢出效应。值得注意的是,空间 DID 模型包含空间滞后项,但是否存在空间溢出效应不应简单通过其系数来判断,空间计量模型中解释变量对被解释变量的影响包括直接效应、间接效应和总效应。由表 3 列(1)~(4)的效应分解可知,基于不同空间权重矩阵,高铁开通与高铁经停频次对劳动力错配指数的直接效应、间接效应和总效应均在 5%水平下显著为负,表明高铁网络打破了区域间的空间壁垒,不仅改善了本地区劳动力错配,对邻近地区劳动力错配也存在明显改善效应,验证了假说 1。

表 3 空间 DID 模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	地理距离矩阵	地理邻接矩阵	地理距离矩阵	地理邻接矩阵
HSR1	-0.020 (0.016)	-0.132 *** (0.025)		
$W * HSR1$	-0.713 *** (0.135)	0.105 *** (0.003)		
HSR2			-0.003 *** (0.001)	-0.010 ** (0.004)
$W * HSR2$			-0.046 *** (0.011)	0.007 *** (0.001)
ρ	0.820 *** (0.042)	0.295 *** (0.000)	0.852 *** (0.036)	0.295 *** (0.000)
σ^2_e	0.075 *** (0.002)	0.212 *** (0.005)	0.003 *** (0.000)	0.007 *** (0.000)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
City/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4 260	4 260	4 260	4 260
R ²	0.095	0.001	0.004	0.003
HSR 直接效应	-0.036 ** (0.016)	-0.288 *** (0.051)	-0.005 *** (0.001)	-0.018 *** (0.004)
HSR 间接效应	-4.361 *** (1.270)	-0.837 *** (0.099)	-0.355 *** (0.116)	-0.052 *** (0.017)
HSR 总效应	-4.397 *** (1.272)	-1.125 *** (0.116)	-0.360 *** (0.117)	-0.071 *** (0.016)

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分方法有效性的前提是满足共同趋势假设,即处理组和控制组在未接受处理前满足平行趋势假设,本文采用事件研究法对平行趋势假设进行检验^[18],并构建如下回归模型:

$$LSM_{it} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^5 \beta_{-m} HSR_{i,t-m} + \beta HSR_{i,t} + \sum_{m=1}^5 \beta_{+m} HSR_{i,t+m} + \sigma X_{it} + \eta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

其中, β_{-m} 为高铁开通前第 m 年产生的影响, β_{+m} 表示高铁开通后第 m 年产生的影响, β 表示高铁开通当年产生的影响,当年份为高铁开通当期时, $HSR_{i,t}$ 取值为 1,否则取值为 0,其他参数含义同式(1)。检验结果如图 1 所示,控制了个体效应和时间效应,选择高铁开通前第 5 年为基准期,高铁开通前 5 年的系数在 95%置信水平上均不显著,表明高铁开通前,处理组和控制组的劳动力错配程度不存在显著差异,满足平行趋势假设的要求。高铁开通当年的系数不显著,而高铁开通后第 1~5 年系数均显著为负,说明高铁开通后,两组城市的劳动力错配程度差异十分明显,且存在滞后效应,因而满足共同趋势假设。此外,由于高铁经停频次不满足伯努利分布,因为未对此变量展开共同趋势检验。

2. 安慰剂检验

为排除劳动力空间错配程度改善是受到其他政策或随机因素的影响,本文随机模拟 500 次实施安慰剂检验。在传统 DID 模型中,所有个体的政策时间一致,安慰剂检验只需在所有个体中随机抽取固定数量的若干个体作为实验组便可。但是,每个城市开通高铁的时间不同,这种方法便不再适用。因此,本文需要为每个城市随机抽取一个年份作为其开通高铁的时间,并重复 500 次。检验结果如图 2 所示,图中展示了 500 个“伪政策虚拟变量”估计系数的分布及相应的 p 值,其中 X 轴表示“伪政策虚拟变量”估计系数的大小,Y 轴表示密度值和 p 值大小,蓝色实线是估计系数的核密度分布,蓝色圆圈是估计系数对应的 p 值,垂直虚线是多时点 DID 模型真实估计值 -0.082,水平虚线是显著性水平 0.1。从图 2 中可以看出,估计系数大都集中在零点附近,大多数估计值的 p 值都大于 0.1(在 10%的水平上不显著),且真值位置在模拟参数分布的左尾末端,这表明本文的估计结果不太可能是偶然得到的,因而受到了其他政策或者随机性因素的

影响可能性较小,即前文估计结果是稳健的。

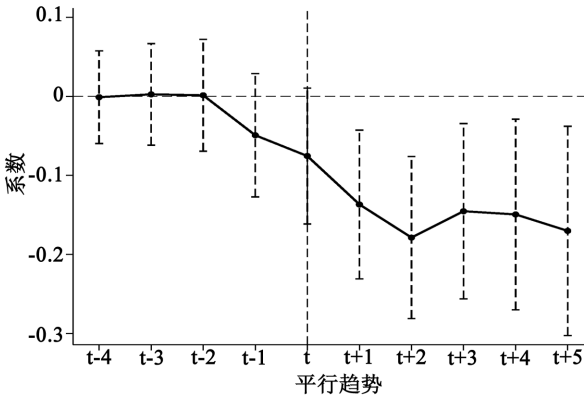


图 1 平行趋势检验

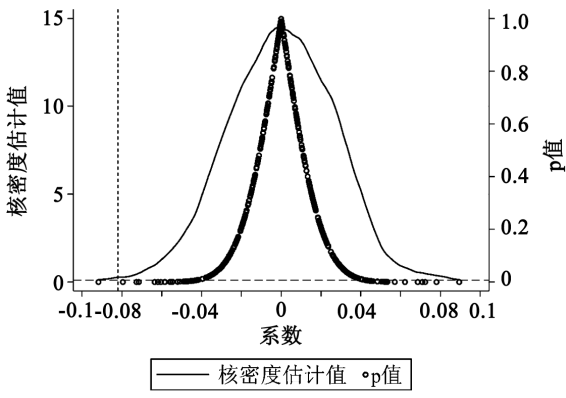


图 2 安慰剂检验

3. 工具变量法

既有研究表明,高铁建设对城市资源配置的影响可能因遗漏变量和内生性问题出现偏差,鉴于此,本文使用工具变量法处理内生性问题。选取各地级市的地形起伏度作为高铁建设的工具变量。地形起伏度是地区客观存在的外生地理条件,且高铁的规划和建设明显受到地形起伏度的影响。由于地形起伏度不可变,因此,将各城市地形起伏度与时间项进行交乘作为工具变量(IV),采用二阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。表 4 列(1)(2)为工具变量第二阶段回归结果,高铁开通和高铁经停频次的估计系数与基准回归结果基本一致,且 Anderson LM 统计量在 1%水平下显著,CD Wald F 统计量大于 10%水平临界值,显著拒绝“工具变量识别不足”“弱工具变量”的原假设,说明工具变量选取有效,在缓解了内生性问题后,高铁网络仍可以改善劳动力空间错配,增强了基准结论的稳健性。

表 4 内生性与稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	IV:地形起伏度		缩小样本区间		滞后一年
HSR1	-0.374*** (0.104)		-0.111*** (0.018)		-0.082*** (0.016)
HSR2		-0.045** (0.018)		-0.003*** (0.001)	
Anderson LM	102.013*** (0.000)	17.059*** (0.000)			
CD Wald F	104.119 (16.38)	18.029* (16.38)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4 260	4 260	3 124	3 124	3 976
R ²	0.115	0.001	0.229	0.103	0.198
变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	滞后一年	改变固定效应维度		改变异方差聚类方式	
HSR1		-0.072*** (0.016)		-0.071*** (0.013)	
HSR2	-0.004*** (0.001)		-0.003*** (0.001)		-0.002* (0.001)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	No	Yes	Yes	No	No
City/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 976	4 260	4 260	4 260	4 260
R ²	0.084	0.188	0.08	0.168	0.013

注:Anderson LM 统计量括号内数值为 P 值,CD Wald F 统计量括号内数值为 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%水平下临界值

4. 变换研究样本

为避免样本选择偏误的影响,进行两方面的样本变换检验:第一,缩小样本区间。在2016年发改委印发《中长期铁路网规划》后高铁线路大范围铺开,逐步形成“八纵八横”主通道高速铁路网。因此,拟剔除2016年以后的年度数据,考察在高铁普及相对较弱时期,高铁网络对劳动力空间错配的改善作用是否显著,回归结果见表4列(3)(4)。第二,调整样本政策干预时间。将城市高铁的开通年份向后递延一年,即高铁开通和高铁经停次滞后一期重新回归,回归结果见表4列(5)(6)。结果显示,高铁开通和高铁经停频次依旧能够显著改善劳动力空间错配,因此,本文结论未受样本选择偏误的影响。

5. 改变模型设定

为排除模型设定对基准结果的干扰,从两个方面改变模型设定作稳健性检验。第一,改变固定效应维度。在固定相关控制变量、城市固定和年份固定效应的基础上,增加省份固定效应,回归结果见表4列(7)(8)。第二,改变异方差聚类方式。对年份和城市进行交叉聚类以控制组间异方差偏误,回归结果见表4列(9)(10)。结果发现,高铁开通和高铁经停频次的回归系数依旧负向显著,改变模型设定后基准结论依旧成立,这说明高铁网络改善劳动力空间错配的结论是稳健的。

五、进一步讨论

(一)异质性检验

1. 不同城市属性

高铁网络对劳动力空间错配的影响可能由于城市不同属性而存在差异,本文从两个方面进行检验。第一,基于行政级别分组。将副省级市、省会城市和直辖市分为中心城市,其余为外围城市,回归结果见表5列(1)~(4)。列(1)(2)显示,高铁开通和高铁经停频次的回归系数不显著,列(3)(4)显示,高铁开通和高铁经停频次的回归系数至少在10%水平下显著为负。说明相比中心城市,高铁网络显著改善了外围城市的劳动力空间错配。通常,中心城市经济发展水平较高,本身已拥有发达和便捷的交通网络,受高铁开通这一外生冲击的影响不大,同时,中心城市还可能存在要素过度集中等负外部性,导致劳动力生活成本上升,使高铁网络的边际效应相对较小。而高铁开通、高铁经停频次的增加,为中心城市与外围城市的密切联系提供了便利的渠道和途径,促进中心城市要素迅速向外围城市扩散,产生溢出效应,提高外围地区的劳动力配置效率。

第二,基于城市规模分组。根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》(国发〔2014〕51号),将常住人口少于50万人的城市分为小规模城市,超过50万人少于100万人的城市分为中等规模城市,将超过100万人的城市分为大规模城市。回归结果见表5列(5)~(10),只有第(7)~(10)列高铁开通和高铁经停频次的回归系数在1%水平下显著为负,说明高铁网络对劳动力空间错配的改善效应主要集中在中等规模和大规模城市,其中,对中等规模城市的改善效应更大。可能是小城市的高铁经停频次和布局密度远不及大规模城市,以至于高铁开通和高铁经停频次增加对出行便利的改善有限,实证结果的统计意义上不显著。而城市规模越大,市场潜力越大,高铁开通和经停频次增加带来的规模效应越大,有利于提高劳动力空间配置效率,但这种改善作用存在规模效应递减的趋势,相对大规模城市,对中等规模城市的受益更大。

2. 不同地理区位

不同地理区位在经济、自然、气候、文化、地理等方面存在的较大差异,从而,高铁网络对劳动力空间错配的影响可能在不同地理区位存在差异,本文从两个方面进行检验。第一,基于南北地区分组。以秦岭—淮河线为界划分南北地区,表5列(11)~(14)回归结果显示,相比北方地区,高铁网络对南方地区的劳动力错配存在显著改善作用。一方面,南方地区初始自然禀赋更强,高铁网络发展更完善,不管是开通高铁城市的规模还是城市间高铁联系强度都更为紧密,另一方

面,南方地区的平均劳动力错配程度要比北方地区更严重。

表 5 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	中心城市		外围城市		小规模城市		中等规模城市	
<i>HSR1</i>	0.012 (0.027)		-0.066 *** (0.017)		-0.099 (0.079)		-0.101 *** (0.038)	
<i>HSR2</i>		-0.000 (0.006)		-0.004 * (0.002)		-0.007 (0.011)		-0.012 *** (0.005)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	465	465	3 795	3 795	210	210	705	705
<i>R²</i>	0.128	0.127	0.206	0.018	0.223	0.16	0.374	0.048
变量	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	大规模城市		北方地区		南方地区		东部地区	
<i>HSR1</i>	-0.070 *** (0.018)		-0.001 (0.021)		-0.082 *** (0.023)		-0.084 *** (0.032)	
<i>HSR2</i>		-0.003 *** (0.001)		-0.001 (0.001)		-0.005 *** (0.001)		-0.004 ** (0.002)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 345	3 345	1 950	1 950	2 310	2 310	1 290	1 290
<i>R²</i>	0.165	0.059	0.366	0.345	0.127	0.062	0.078	0.068
变量	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	中部地区		西部地区		重点城市群		非重点城市群	
<i>HSR1</i>	-0.018 (0.031)		0.012 (0.060)		-0.103 *** (0.025)		-0.002 (0.004)	
<i>HSR2</i>		-0.003 (0.004)		0.009 (0.007)		-0.008 ** (0.004)		-0.001 (0.003)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 200	1 200	1 260	1 260	1 860	1 860	2 400	2 400
<i>R²</i>	0.177	0.072	0.34	0.341	0.136	0.035	0.172	0.027

第二,基于东中西部地区分组,表 5 列(15)~(20)汇报了高铁网络对东中西部地区劳动力空间错配实证结果。结果显示,高铁开通、高铁经停频次能显著改善东部地区劳动力错配,对中部、西部地区城市的劳动力错配改善不显著。出现这一特征的原因可能在于:中西部地区受制于经济发展水平、要素流动障碍及公共服务等因素的影响产业发展较为落后,就业机会较少、市场发育水平较低。而东部地区地理区位优势明显、经济发展情况较好,要素市场体制机制更完善,高铁开通时间较早,城市间高铁联系强度较大,交通基础设施更完善,东部地区主要以二三产业为主,经济活动密度高,劳动力的吸纳和承接能力要高于西部地区。

3. 不同城市群

随着中国区域协调发展战略和城市群的建设,城市间的相互联系、分工与合作进一步加强,城市群作为要素资源跨区互动的新模式,已经逐步成为区域经济一体化、新型城镇化深入推进的核心区域,高铁凭借其技术经济特性,对城市群与非城市群内部劳动要素的跨区流动及配置可能产生差异性影响。《中共中央、国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》提出“推动国家重大区域战略融合发展。以‘一带一路’建设、以京津冀协同发展、长江经济带发展、粤港澳大湾区建设等重大战略为引领”“以重庆、成都、武汉、郑州、西安等为中心,引领成渝、长江中游、中原、关中平原等城市群发展”。本文将以上提及的七个城市群归为重点城市群,按城市是否属于重点城市群进行分组检验,回归结果见表 5 列(21)~(24)。结果显示,列(21)(22)的高铁开通、高铁经停频次的回归系数在 5%水平上负向显著,说明相比于非重点城市群城市,高铁网络显著改善了重点城市群城市的劳动力错配。造成这一现象的原因可能在于城市群以其独特的优势迅速发展,带动了更大范围的区域空间联动发展,逐渐成为取代单个城市的新区域经济增长

极。高铁作为一种快速交通基础设施,能够削弱城市群城市间生产要素流动的空间壁垒,使得生产要素的流动受到行政边界的限制越来越少,促进生产要素的集聚或扩散,提高生产要素的配置效率。高铁网络的扩大降低了市场分割、住房限制、户籍制度等对劳动力自由流动的阻碍作用,加快了区域一体化进程,加强了城市群的优势互补和资源重组。总体来看,高铁网络对劳动力空间错配的改善效应存在城市异质性、区域异质性和城市群异质性,主要对中等规模以上的外围地区、东南部地区以及重点城市群中的城市劳动力错配有显著改善作用,由此验证了假说 4。

(二)影响机制检验

1. 全样本机制分析

本文将从劳动力跨区流动和产业集聚视角,借鉴中介效应模型式(3)、(4),考察高铁网络影响劳动力空间错配的传导渠道。

表 6 全样本机制检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>LSM</i>	<i>Flow</i>	<i>LSM</i>	<i>HHI</i>	<i>LSM</i>
<i>HSR1</i>	-0.082*** (0.016)	0.028* (0.016)	-0.080*** (0.016)	0.011*** (0.002)	-0.050*** (0.015)
<i>Flow</i>			-0.069*** (0.016)		
<i>HHI</i>					-2.922*** (0.147)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 260	4 260	4 260	4 260	4 260
<i>R²</i>	0.189	0.034	0.193	0.058	0.263

注:限于篇幅,此处仅报告了高铁开通对劳动力错配的回归结果,下同

由表 6 汇报了中介效应模型的检验结果。列(1)为基准模型回归结果,列(2)估计系数在 10%显著性水平上为 0.028,说明高铁开通显著促进劳动力跨区流动;列(3)劳动力跨区流动的估计系数在 1%显著性水平上为负,表明高铁开通可以通过促进劳动力跨区流动来改善了劳动力错配,加入劳动力跨区流动变量后,高铁开通系数相较基准回归出现明显下降。Sobel 检验 Z 统计量显著拒绝不存在中介效应的原假设,中介效应占比为 0.023,表明劳动力跨区流动是高铁网络改善劳动力错配的传导渠道之一,由此验证了假说 2。

列(4)检验高铁开通对产业集聚的影响,估计系数在 1%显著性水平上为 0.011,说明高铁开通显著促进产业集聚;同时,结合列(5)的回归结果,*HSR1*、*HHI* 的回归系数在 1%水平显著为负,此外,高铁开通系数相较基准回归出现明显下降。Sobel 检验 Z 统计量均显著为负,拒绝不存在中介效应的原假设,中介效应占比 0.389,表明产业集聚是高铁网络改善劳动力错配的传导渠道之一,由此验证了假说 3。

2. 分样本机制分析

由于高铁网络对劳动力空间错配的影响存在显著异质性,因此,表 7 汇报了高铁网络对不同分组样本劳动力空间错配的影响机制检验结果。

表 7 列(1)~(12)汇报了高铁网络对不同城市属性劳动力错配机制检验的实证结果。由高铁网络对不同城市属性劳动力空间错配影响的异质性结果可知,高铁网络显著改善了外围地区、中等规模和大规模城市的劳动力错配,对中心城市、小规模城市却无显著影响。因此,从劳动力跨区流动、产业集聚的视角出发,考察高铁网络影响劳动力错配的作用机制在外围城市、中等规模和大规模城市之间的差异。由列(1)(3)可知,高铁网络显著促进了外围地区城市劳动力跨区流动、产业集聚,结合列(2)(4)结果,*Flow*、*HHI* 的回归系数系数在 1%的显著性水平上为负。这意味着对于外围地区城市而言,高铁网络改善城市劳动力错配的渠道是通过促进劳动力跨区流动、产业集聚。由列(5)~(8)可知,在中等规模城市中,高铁网络改善劳动力错配影响的产业

集聚作用渠道发挥了显著作用、而劳动力跨区流动作用渠道未发挥显著作用。由列(9)~(12)可知,高铁网络显著促进了大规模城市的劳动力跨区流动、产业集聚,从而改善了劳动力错配。所以,高铁网络可以通过促进产业集聚而改善外围地区中等规模城市的劳动力错配,可以通过劳动力跨区流动、产业集聚而改善外围地区大规模城市的劳动力错配。

表 7 分样本机制检验回归结果

变量	<i>Flow</i>	<i>LSM</i>	<i>HHI</i>	<i>LSM</i>	<i>Flow</i>	<i>LSM</i>	<i>HHI</i>	<i>LSM</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
外围城市				中等规模城市				
<i>HSR1</i>	0.029 [*] (0.017)	-0.063 ^{***} (0.017)	0.011 ^{***} (0.002)	-0.034 ^{**} (0.016)	-0.046 (0.041)	-0.101 ^{***} (0.038)	0.012 ^{***} (0.003)	-0.079 ^{**} (0.037)
<i>Flow</i>		-0.084 ^{***} (0.017)				-0.010 (0.036)		
<i>HHI</i>				-2.892 ^{***} (0.151)				-1.762 ^{***} (0.429)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 795	3 795	3 795	3 795	705	705	705	705
<i>R</i> ²	0.039	0.212	0.055	0.281	0.040	0.374	0.143	0.390
变量	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
大规模城市				南方地区				
<i>HSR1</i>	0.035 [*] (0.018)	-0.058 ^{***} (0.018)	0.011 ^{***} (0.002)	-0.033 [*] (0.017)	-0.033 (0.021)	-0.086 ^{***} (0.023)	0.008 ^{***} (0.003)	-0.054 ^{**} (0.022)
<i>Flow</i>		-0.080 ^{***} (0.018)				-0.110 ^{***} (0.024)		
<i>HHI</i>				-3.446 ^{***} (0.162)				-3.306 ^{***} (0.186)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 345	3 345	3 345	3 345	2 310	2 310	2 310	2 310
<i>R</i> ²	0.044	0.170	0.052	0.272	0.086	0.136	0.048	0.240
变量	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
东部地区				重点城市群				
<i>HSR1</i>	0.044 (0.029)	-0.082 ^{**} (0.032)	0.010 ^{**} (0.004)	-0.049 [*] (0.028)	0.038 (0.025)	-0.099 ^{***} (0.025)	0.013 ^{***} (0.003)	-0.057 ^{**} (0.023)
<i>Flow</i>		-0.060 [*] (0.032)				-0.107 ^{***} (0.025)		
<i>HHI</i>				-3.398 ^{***} (0.193)				-3.617 ^{***} (0.200)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City/Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1 290	1 290	1 290	1 290	1 860	1 860	1 860	1 860
<i>R</i> ²	0.082	0.080	0.092	0.270	0.047	0.145	0.057	0.274

表 7 列(13)~(20)汇报了高铁网络对不同地理区位城市劳动力错配机制检验的实证结果。由高铁网络对不同地理区位劳动力空间错配影响的异质性结果可知,高铁网络显著改善了南方地区、东部地区城市的劳动力错配,对北方地区、中西部地区没有显著影响。进一步,从列(13)(17)可知,高铁网络显著促进了南方地区的劳动力跨区流动,而对东部地区的劳动力跨区流动影响不显著,列(14)显示,*HHI* 的回归系数系数在 1% 的显著性水平上为负,这意味着对于南方地区城市而言,高铁网络可以通过促进劳动力跨区流动来改善劳动力错配。由(15)(16)(19)(20)的结果均表明,高铁网络均能通过促进产业集聚来改善南方地区和东部地区的劳动力错配,对于南方地区而言,高铁网络通过促进产业集聚改善劳动力错配的效应在解释高铁网络改善劳动力错配的作用中所占比重约为 32.25%,而东部地区而言,这个比重更大,达到 40.45% 左右。说明高铁网络通过促进产业集聚改善劳动力空间错配的效应在东部地区更大。

表 7 列(21)~(24)汇报了高铁网络对不同城市群劳动力错配机制检验的实证结果。由高铁网络对城市群分样本劳动力空间错配影响的实证结果可知,高铁网络显著改善了重点城市群城

市间的劳动力错配,对非重点城市群没有显著影响。进一步由列(21)(23)可知,高铁网络显著促进了重点城市群的产业集聚,而对劳动力跨区流动影响不显著;列(24)显示, $HSR1$ 、 HHI 的回归系数均在 5% 的显著性水平上为负,此外, $HSR1$ 系数相较异质性检验的回归结果出现明显下降,说明产业集聚渠道显著,中介效应占比 45.65%。这意味着对于京津冀、长三角、粤港澳大湾区、成渝、长江中游、中原、关中平原城市群中的城市而言,高铁网络可以通过促进产业集聚来改善劳动力错配。

六、结论及启示

本文基于 2005—2019 年 284 个地级及以上城市的面板数据,利用多时点 DID 模型、空间 DID 模型、中介效应模型,从高铁开通、高铁经停频次的角度,考察了高铁网络对劳动力空间错配的影响;并从劳动力跨区流动、产业集聚的视角,探究其不同城市属性、不同城市群、不同地理区位城市间的异质性影响及作用机制。研究发现:第一,高铁网络显著改善了劳动力空间错配,经过平行趋势检验、安慰剂检验、工具变量法、变换研究样本、改变模型设定等方法进行稳健性检验后,研究结论依然成立。第二,高铁网络对中心城市、小规模城市的劳动力错配改善作用不显著,但能通过加速劳动力跨区流动、产业集聚显著改善外围地区大规模城市的劳动力错配。第三,高铁网络对北方地区、中西部地区的劳动力错配并无显著影响,但能通过促进产业集聚显著改善南方地区、东部地区城市间劳动力错配,且该效应在东部地区作用更大。第四,高铁网络对非重点城市群的劳动力错配改善作用不显著,但能通过促进产业集聚显著改善重点城市群的劳动力错配。

本文的研究结论有如下政策启示:首先,现阶段应完善高铁网络空间布局,未开通高铁城市或高铁经停频次较低的城市应聚焦“十四五”规划和交通强国战略,加快融入加快“6 条主轴、7 条走廊、8 条通道”铁路网络建设中,已开通高铁城市应根据自身优势和区位条件,加强与外围地区、大规模城市的高铁联系,充分发挥高铁网络对劳动力空间再配置红利。其次,应加快打破劳动力转移壁垒,畅通要素流动渠道,使劳动者能够依据就业机会和相对收入的市场信号在地区间流动,进入生产率更高的就业领域。同时,各地区充分发挥自身比较优势,营造良好的营商环境,吸引企业进入,推动产业集群发展,从而促进劳动力在地区间合理配置。最后,加强城市群交通网络化发展,构建大规模城市引领城市群发展、中心城市辐射外围城市、城市群带动区域发展的新模式,强化南北协调与东西互动,利用地区间的结构性差异和比较优势,优化地区间劳动力资源的合理配置,释放区域劳动力配置效率潜能。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角 [J]. 经济研究, 2017(7): 4-17.
- [2] 柏培文. 中国劳动要素配置扭曲程度的测量 [J]. 中国工业经济, 2012(10): 19-31.
- [3] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics, 2009 (4): 1403-1448.
- [4] 陆铭. 中国经济的症结是空间错配 [J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2019(1): 77-85.
- [5] 李晓飞. 户籍分割、资源错配与地方包容型政府的置换式治理 [J]. 公共管理学报, 2019(1): 16-28.
- [6] LIU X, WU D W. Minimum wages, firms' capital intensity and the evolution of economic efficiency in China [J]. Economic research-ekonomiska istrazivanja, 2022(8): 19.
- [7] ALPYSBAYEVA D, VANORMELINGEN S. Labor market rigidities and misallocation: evidence from a natural experiment [J]. Labour economics, 2022(10): 15.
- [8] 吴青山, 吴玉鸣, 郭琳. 新型城镇化对劳动力错配的影响: 理论分析与经验辨识 [J]. 经济评论, 2022(5): 67-82.
- [9] 方军雄. 市场分割与资源配置效率的损害——来自企业并购的证据 [J]. 财经研究, 2009(9): 36-47.
- [10] 季书涵, 朱英明, 张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究 [J]. 中国工业经济, 2016(6): 73-90.
- [11] 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.

- [12] HSIEH C T, MORETTI E. Housing constraints and spatial misallocation [J]. American economic journal-macroeconomics, 2019(2):1-39.
- [13] 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.
- [14] 步晓宁,张天华,张少华. 通向繁荣之路:中国高速公路建设的资源配置效率研究 [J]. 管理世界, 2019(5):44-63.
- [15] LI Z G, XU H T. High-speed railroads and economic geography:evidence from Japan [J]. Journal of regional science, 2018(4):705-727.
- [16] LIN Y T. Travel costs and urban specialization patterns:evidence from China's high speed railway system [J]. Journal of urban economics, 2017(3):98-123.
- [17] 董艳梅,朱英明. 高铁建设的就业效应研究——基于中国 285 个城市倾向匹配倍差法的证据 [J]. 经济管理, 2016(11):26-44.
- [18] DONG X F. High-speed railway and urban sectoral employment in China [J]. Transportation research part a-policy and practice, 2018(10):603-621.
- [19] WANG L, ACHEAMPONG R A, HE S W. High-speed rail network development effects on the growth and spatial dynamics of knowledge-intensive economy in major cities of China [J]. Cities, 2020(10):102772.
- [20] SHI W, LIN K C, MCLAUGHLIN H, et al. Spatial distribution of job opportunities in China:evidence from the opening of the high-speed rail [J]. Transportation research part a-policy and practice, 2020(3):138-147.
- [21] LIU Y H, TANG D S, BU T, et al. The spatial employment effect of high-speed railway:quasi-natural experimental evidence from China [J]. Annals of regional science, 2022(2):333-359.
- [22] WANG X Y, TANG D S, LIU Y H, et al. The impact of high-speed railway on labor market between the north and south:evidence from China [J]. Annals of regional science, 2023(2):487-515.
- [23] 秦放鸣,张宇,刘泽楠. 高铁开通推动地区人力资本提升了吗? ——基于双重差分模型的实证检验 [J]. 上海经济研究, 2019(11):70-83.
- [24] 王春杨,兰宗敏,张超,等. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新 [J]. 中国工业经济, 2020(12):102-120.
- [25] 杨金玉,罗勇根. 高铁开通的人力资本配置效应——基于专利发明人流动的视角 [J]. 经济科学, 2019(6):92-103.
- [26] DONG X, ZHENG S, KAHN M E. The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork across cities [J]. Journal of urban economics, 2020(C).
- [27] 吉赞,杨青. 高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究 [J]. 世界经济, 2020(2):147-166.
- [28] 高波,王紫绮. 高铁开通提高了中国城市经济增长质量吗? ——基于劳动力流动视角的解释 [J]. 产业经济研究, 2021(4):55-68.
- [29] ARNTZ M. What attracts human capital? understanding the skill composition of interregional job matches in germany [J]. Regional studies, 2010(4):423-441.
- [30] YAN L, TU M, CHAGAS A L S, et al. The impact of high-speed railway on labor spatial misallocation-based on spatial difference-in-differences analysis [J]. Transportation research part a-policy and practice, 2022(10):82-97.
- [31] 牛子恒,崔宝玉. 高铁开通对劳动力错配的改善效应研究 [J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2022(2):117-128.
- [32] 哈尔·R. 范里安. 微观经济学 现代观点 第 9 版[M]. 费方域,朱保华等译,上海:上海人民出版社,2015.
- [33] HUNTER L C, REID G L. Urban worker mobility [M]. Paris:OECD, 1968.
- [34] KRUGMAN P, VENABLES A J. Globalization and the inequality of nations [J]. The quarterly journal of economics, 1995(4):857-880.
- [35] KRUGMAN P. Increasing returns and economic-geography [J]. Journal of political economy, 1991(3):483-499.
- [36] RESTUCCIA D, ROGERSON R. Misallocation and productivity [J]. Review of economic dynamics, 2013(1):1-10.
- [37] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000 [J]. 经济研究, 2004(10):35-44.

Impact of High-Speed Rail Network on Labor Spatial Misallocation

QIU Yu¹, ZHANG Weiguo^{1,2}

(College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: This paper studies the impact and mechanism of the high-speed rail (HSR) network on the labor spatial misallocation using the urban panel data from 2005 to 2019 based on the staggered DID model and spatial DID model. The findings are as follows. First, the HSR network has significantly alleviated the labor spatial misallocation, and the opening of HSR reduces the labor spatial misallocation by 8.2% on average. For each additional train, the labor spatial misallocation decreases by a further 0.4%. After a series of robustness tests, the conclusion is still valid. Second, by encouraging cross-regional flow of labor and industrial agglomeration, the HSR network can greatly alleviate the spatial misallocation of labor between large-scale cities in peripheral areas and key urban agglomerations. Third, through industrial agglomeration, the HSR network can significantly alleviate the labor spatial misallocation between the southern and eastern regions in China, with the eastern region enjoying more benefits. The above findings provide important implications for optimizing the layout of HSR network and releasing the potential of labor spatial allocation efficiency.

Key words: high-speed rail network; labor spatial misallocation; staggered DID model; spatial DID model

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>