

城市经济密度如何影响劳动力错配？

陈潇湘¹ 杨肃昌¹ 韩君²

(1.兰州大学 经济学院,甘肃 兰州 730000;2.兰州财经大学 统计与数据科学学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:在城市集聚深化的背景下,劳动力的有效配置已成为推动城市高质量发展的重要驱动力。本文以2001—2021年中国18个城市群的城市为研究对象,构建数理模型阐释城市经济密度影响劳动力错配的理论机制,并运用动态空间杜宾模型进行实证检验。结果显示:城市经济密度提高对本地区劳动力错配呈先缓解后加剧的“U型”影响,对邻近地区劳动力错配呈先加剧后缓解的“倒U型”空间溢出效应。机制分析表明,城市经济密度通过劳动力价格对劳动力错配产生影响。进一步研究发现,城市经济密度在东部、中部和东北地区对劳动力错配均有显著的直接和空间溢出效应,而在西部地区仅表现出有限的直接效应,无显著的空间溢出效应;中心与外围城市的城市经济密度对劳动力错配的影响在短期效应上差异不大,在长期效应上,中心城市比外围城市更显著。本文为促进城市经济密度与劳动力空间配置协调发展提供了一定参考。

关键词:劳动力错配;城市经济密度;劳动力价格;动态空间杜宾模型

中图分类号:F061.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)04-0108-15

一、引言

2009年,世界银行出版的《世界发展报告》从空间层面分析了区域经济的发展进程,创新性地从经济密度、经济距离与经济分割三个维度阐述全球经济格局及演进规律,引发了学者们对经济密度及其影响效应的广泛关注^[1]。城市经济密度衡量了单位土地面积上承载的经济活动量,可以反映城市的空间结构演化^{[2][3]}。2024年7月,《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出要“构建优势互补的区域经济布局和国土空间体系”。截至2024年末,我国常住人口城镇化率高达67.00%,比2000年增加30.78个百分点,快速的城镇化发展使中国经济社会的空间格局迈入集聚的城市范式^[4]。城市经济密度的提高,促进了资本、劳动力、技术和知识等经济要素的再配置,进而产

收稿日期:2024-11-15

基金项目:国家社会科学基金一般项目“新发展阶段自然资源资产负债核算理论体系构建与实践应用研究”(22BTJ001)

作者简介:陈潇湘(1995—),女,福建莆田人,兰州大学经济学院博士生;

杨肃昌(1964—),男,河南邓州人,兰州大学经济学院教授,博士生导师,本文通讯作者;

韩君(1980—),男,河南南阳人,兰州财经大学统计与数据科学学院教授,博士生导师。

生知识溢出、专业化分工等正外部性,从而提升劳动力资源配置效率。然而,当这些经济要素在城市空间内过度集中时,会产生拥挤效应,引发生产成本上涨、就业市场“内卷化”等问题,不利于劳动力资源的配置^[5]。

当前,中国劳动力市场面临供需结构性失衡。一方面,伴随人口红利消失,劳动力供给与需求失衡加剧,学历贬值、就业难与招工难并存的矛盾持续发展;另一方面,地区间供需失衡突出,东部发达地区因人力资本过度集聚引发“内卷化”竞争,而欠发达地区则面临人才流失与高技能劳动力短缺的困境。由此引发思考:城市经济密度如何影响劳动力错配?这种影响在不同区位的城市间是否具有异质性?本文尝试从理论和实证两方面入手,剖析城市经济密度对劳动力错配的影响,对科学认识集聚经济效应、优化劳动力空间配置、释放人口质量红利具有重要意义。

与已有研究相比,本文可能的边际贡献主要有以下三个方面。第一,拓展了区域劳动力资源配置的研究视角。目前有关劳动力配置的研究,大多基于经济集聚视角来考察集聚外部性对劳动力错配的影响,鲜有研究聚焦到城市经济密度对劳动力错配的影响机制及空间效应。本文注意到经济密度过大可能诱发集聚不经济,从而抑制劳动力资源配置的有效性,拓展了空间经济学对经济集聚的传统认知。第二,改进了劳动力资源配置的理论分析范式。既有文献多囿于规模报酬不变假设,采用传统柯布-道格拉斯生产函数,忽略了集聚外部性特征^[6]。本文在产出密度函数的基础上^{[2][7]},引入劳动力扭曲系数^[8],构建城市经济密度影响劳动力错配的空间分析框架,从数理上揭示两者的非线性关系。第三,丰富了对城市经济密度和劳动力资源配置的研究方法。相较于传统计量模型对时空异质性的简化处理,本文考虑到城市经济密度、劳动力错配的空间性特征,以及后者通常还具有时间滞后性,使用动态空间杜宾模型检验城市经济密度对劳动力错配的影响,为城市经济密度的空间传导机制提供经验证据支持。

二、文献综述

经济集聚拓展了劳动力的社交网络,并提升其跨区域就业的可能性。这引发了国内外学者对城市经济密度与劳动力配置关系的关注。与本文相关的文献主要包括以下三支:劳动力错配的影响因素,经济集聚对劳动力错配的影响以及城市经济密度对劳动力错配的影响。

(一)劳动力错配的影响因素研究

Hsieh 和 Klenow(2009)基于规模报酬不变的 C-D 函数,从边际产出的角度定义要素扭曲系数,并分析要素错配对全要素生产率的影响机制^[6]。此后,学者们进一步对要素错配进行了丰富且深入的研究。其一,要素价格扭曲是导致资源错配的一个重要原因^[9]。Vollrath(2014)认为“工资楔形”的存在意味着劳动力错配^[10]。其二,劳动力市场分割导致的岗位需求与人才技能匹配失衡,降低了区域劳动力的配置效率,且这一效应在经济欠发达地区更为突出^[11]。其三,劳资双方的信息不对称,也会导致劳动市场要素配置扭曲,社会福利损失^[12]。其四,人才引进政策对城市劳动力市场规模和人力资本积累具有正向影响,且存在空间示范和传递效应^[13]。理论上,劳动力跨区域流动是个体追求效用最大化的过程,也是区域间人力资本再配置的过程,受多重结构性因素的制约^[14]。

(二)经济集聚对劳动力错配的影响研究

经济集聚指生产要素和经济活动在特定地域范围内的集聚现象,通常使用区位熵、赫芬达尔指数、空间基尼系数等综合指标予以量化^[15]。关于经济集聚与要素错配之间的关系,目前大多数文献认为经济集聚作为一种紧凑型空间生产方式,会对劳动力要素配置产生两种截然不同的影响,既可能缓解劳动力错配,也可能加剧劳动力错配^[5]。一方面,适度的集聚会产生规模经济等正外部性,推动创新外溢,优化要素配置^[16]。对于劳动力而言,集聚扩大了其社交网络和工作交流的空间,使劳动力能够在多样化的交流中获取更多信息和知识,从而提升技能水平与收入^[17]。另一方面,过度的集聚可能因资源错配或环境压力抑制生产效率。经济活动的空间集聚达到一定程度后,会产生拥挤效应,在劳动力供给过度时加剧错配^[18]。且经济集聚存在虹吸效应,会抑制邻近城市的发展^[19]。但经济

集聚作为一个经济学的抽象概念,其内涵和外延包含内容过多,不能精确地刻画经济活动集聚对劳动力配置的影响。

(三)城市经济密度对劳动力错配的影响研究

经济密度是研究经济的集聚与扩散机制、刻画城市空间结构特征、评估区域发展质量等问题的一个重要变量^[20]。相较于经济集聚,经济密度描述了经济活动在空间上的疏密及分布情况,能更精准地衡量经济活动对劳动力错配的影响^{[2][21]},有助于理解城市空间经济发展与劳动力市场的互动关系。城市经济密度的外部性具有双向特征,分别是规模经济产生的正外部性和拥挤效应导致的负外部性^[3]。现有研究侧重于其正外部性,认为经济密度的提高能够促进企业创新、提升生产效率^[22],提高工资水平^[23],增加就业机会^[24]。也有少部分研究聚焦经济密度的负外部性,认为经济密度的提高会导致地租上涨和交通拥挤,增加生活成本^[20],降低劳动力资源配置效率。

综上所述,学者们主要聚焦在经济集聚和劳动力错配上展开研究,并得出了一些有价值的结论,但鲜有直接探讨城市经济密度对劳动力错配影响的研究。事实上,从城市经济密度入手研究劳动力配置问题,因果逻辑会更为明晰,也更有说服力。当前,城市经济密度与劳动力配置效率协同提升已成为推动区域高质量发展的重要驱动力。基于此,本文从城市经济密度的空间外部性视角出发,考察城市经济密度对劳动力错配的直接、间接以及空间效应。

三、理论模型与研究假设

为了说明城市经济密度影响劳动力错配的微观过程,首先,本文基于 Hsieh 和 Klenow(2009)、Aoki(2012)对劳动力错配分析的理论框架^{[6][8]},通过生产利润最大化条件,刻画厂商对劳动力的需求及对集聚效应的响应。其次,加入集聚外部性与规模报酬可调节的新设定,构建城市经济密度影响劳动力错配的理论模型。接着,分析理论模型中关键变量城市经济密度 $q_{i,t}$ 、劳动力错配 $\lambda_{i,t}$ 与劳动力价格 $w_{i,t}$ 的关系。最后,得出理论模型结论,并提出研究假设。

(一)基础模型的设定

1.模型的基本假定

沿用 Hsieh 和 Klenow(2009)、Aoki(2012)的研究^{[6][8]},将研究范围内的每个城市视为一个独立的经济个体(生产单元),这些个体的集合构成一个经济体。在模型中,所有城市的生产函数同质,都使用资本和劳动力进行生产。但由于经济集聚外部性,生产函数存在不同的规模报酬特征。厂商是生产要素的价格接受者,故不存在资本价格扭曲,假设资本价格为 $r_{i,t}$,平均物价水平为 $P_{i,t}$ 。经济体中存在多种引致劳动力价格扭曲的因素,价格扭曲表现为税收或补贴所产生的“价格楔子”(Price-wedge),设为 $\tau_{i,t}$ 。当不发生扭曲时劳动力价格为 w ,扭曲后的劳动力价格为 $w_{i,t} = (1 + \tau_{i,t})w$,其中 $1 + \tau_{i,t} > 0$ 。当 $\tau_{i,t} > 0$ 时, $w_{i,t} > w$ 。当 $\tau_{i,t} < 0$ 时, $w_{i,t} < w$ 。 $|\tau_{i,t}|$ 越大,劳动力价格扭曲程度越大。

2.生产函数的设定

Ciccone 和 Hall(1996)提出了纳入空间因素、允许不同规模报酬存在的产出密度函数,该函数体现了经济集聚的外部性^[2]。Ushifusa 和 Tomohara(2013)对该产出密度函数进行了简化^[7]。本文借鉴 Ushifusa 和 Tomohara(2013)设定的产出密度函数^[7],定义城市 i 在 t 期的产出密度函数如下:

$$q_{i,t} = \frac{Q_{i,t}}{a_{i,t}} = A_{i,t}^{\sigma_{i,t}} \left[\left(\frac{L_{i,t}}{a_{i,t}} \right)^{\beta_{i,t}} \left(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}} \right)^{1-\beta_{i,t}} \right]^{\sigma_{i,t} \mu_{i,t}} \quad (1)$$

令 $\epsilon_{i,t} = \sigma_{i,t} \alpha_{i,t}$,可得城市 i 在 t 期的产出函数为:

$$Q_{i,t} = a_{i,t} A_{i,t}^{\sigma_{i,t}} \left[\left(\frac{L_{i,t}}{a_{i,t}} \right)^{\beta_{i,t}} \left(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}} \right)^{1-\beta_{i,t}} \right]^{\epsilon_{i,t}} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, $q_{i,t}$ 为城市经济密度,是总产出 $Q_{i,t}$ 与行政土地面积 $a_{i,t}$ 的比值。 $A_{i,t}$ 为希克斯中

性技术参数。 $K_{i,t}$ 为资本投入。 $L_{i,t}$ 为劳动力投入。 $\beta_{i,t}$ ($0 < \beta_{i,t} < 1$)为 t 期劳动力相对于资本的单位面积产出贡献率。 $\sigma_{i,t}$ ($\sigma_{i,t} > 1$)代表集聚正外部性, $\sigma_{i,t}$ 越大,正外部性越大。 $\mu_{i,t}$ ($0 < \mu_{i,t} \leq 1$)代表负外部性,即拥挤效应, $\mu_{i,t}$ 越大,负外部性越大。 $\epsilon_{i,t}$ 为 $\sigma_{i,t}$ 和 $\mu_{i,t}$ 的乘积,用于衡量经济集聚净效应,其大小取决于正外部性和负外部性的相对强度。当 $\epsilon_{i,t} > 1$ 时,集聚正外部性大于负外部性,此时集聚经济,产出规模报酬递增;当 $\epsilon_{i,t} < 1$ 时,集聚正外部性小于负外部性,此时集聚不经济,产出规模报酬递减。

3.劳动力错配指数的设定

Aoki(2012)将劳动力错配指数定义为城市 i 劳动力数量与经济体劳动力总量的实际比例与有效配置时的理论比例的比值^[8],该定义得到国内学者的认可和广泛运用^{[25][26]}。借鉴该定义,并结合上文设定的生产函数,本文将城市 i 在 t 时期的劳动力错配指数表示为:

$$\lambda_{L,i,t} = \frac{L_{i,t}/L}{s_{i,t}\beta_{i,t}\epsilon_{i,t}/\beta_L} \quad (3)$$

式(3)中, L 为整个经济体在 t 期的劳动力总数, $L = \sum_{i=1}^n L_{i,t}$, n 为整个经济体内城市的个数。 $s_{i,t} = Q_{i,t}/Q_t$,表示城市 i 的产值占整个经济体的份额。 $\beta_L = \sum_{i=1}^n s_{i,t}\beta_{i,t}\epsilon_{i,t}$,表示 t 期整个经济体的产出加权劳动力贡献值。由式(3)可知,劳动力错配指数的分母是城市 i 使用劳动力数量的理论比例,代表劳动力有效配置;分子为城市 i 使用劳动力数量的实际比例。该式反映了实际投入的劳动力数量对有效配置状态的偏离程度,即劳动力错配。当 $\lambda_{L,i,t} > 1$ 时,城市 i 劳动力配置过剩;当 $\lambda_{L,i,t} < 1$ 时,城市 i 劳动力配置不足;当 $\lambda_{L,i,t} = 1$ 时,劳动力配置最优。

接着,本文将劳动力错配指数与产出密度函数相结合,将劳动力错配指数代入城市 i 的产出函数可得:

$$Q_{i,t} = a_{i,t} A_{i,t}^{\sigma_{i,t}} \left[\left(\frac{s_{i,t}\beta_{i,t}\epsilon_{i,t}}{a_{i,t}\beta_L} \lambda_{L,i,t} L \right)^{\beta_{i,t}} \left(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}} \right)^{1-\beta_{i,t}} \right]^{\epsilon_{i,t}} \quad (4)$$

式(4)为同时考虑了城市空间、集聚外部性以及城市劳动力错配的生产函数。

利润最大化是厂商作为理性人的基本动机。因此,本文的数理推导基于生产利润最大化的条件,分析城市经济密度如何影响劳动力错配。

(二)模型推导与结论

考虑要素价格扭曲,将城市 i 生产利润最大化目标函数设为:

$$\text{MAX } \pi_{i,t} = P_{i,t} Q_{i,t} - (1 + \tau_{i,t}) w L_{i,t} - r_{i,t} K_{i,t} \quad (5)$$

一阶条件可表示为:

$$\frac{\partial \pi_{i,t}}{\partial L_{i,t}} = P_{i,t} \beta_{i,t} \epsilon_{i,t} \frac{Q_{i,t}}{L_{i,t}} - (1 + \tau_{i,t}) w = 0 \quad (6)$$

又因为 $w_{i,t} = (1 + \tau_{i,t}) w$,可得满足该一阶条件时,城市 i 的劳动力价格 $w_{i,t}$ 为:

$$w_{i,t} = \frac{P_{i,t} Q_{i,t} \beta_L}{s_{i,t} \lambda_{L,i,t} L} = \frac{a_{i,t} P_{i,t} \beta_L q_{i,t}}{s_{i,t} \lambda_{L,i,t} L} \quad (7)$$

式(7)即为劳动力价格决定公式。式子的左边为满足生产利润最大化条件下,考虑价格扭曲时的劳动力价格,右边包含了城市经济密度等因素。可见,劳动力价格与城市经济密度之间具有正相关性。

由式(7)可将劳动力错配指数进一步表示为:

$$\lambda_{L,i,t} = \frac{\beta_L P_{i,t} Q_{i,t}}{s_{i,t} w_{i,t} L} = \frac{a_{i,t} \beta_L P_{i,t} q_{i,t}}{s_{i,t} w_{i,t} L} \quad (8)$$

式(8)将劳动力错配指数表示为关于城市经济密度 $q_{i,t}$ 的函数。为了模型的简洁性,未将 β_L 和 $q_{i,t}$ 的表达式展开。由于劳动力错配指数需要与1做比较,才能得出劳动力错配程度。因此,本文使用 $|1 - \lambda_{L,i,t}|$ 来度量劳动力错配程度, $|1 - \lambda_{L,i,t}|$ 越大,错配程度越高。

$$|1 - \lambda_{Li,t}| = |1 - \frac{a_{i,t} \beta_L P_{i,t} q_{i,t}}{s_{i,t} w_{i,t} L}| \quad (9)$$

式(9)左边为劳动力错配程度,右边包含了城市经济密度、劳动力价格、劳动力数量、加权劳动力产出贡献值以及物价水平,在一定程度上反映了经济体的内在特征。

从模型中可以看出,城市经济密度、劳动力价格与劳动力错配之间存在着密切的关联。城市经济密度对劳动力错配程度的影响具有先缓解后加剧的“U型”特征。 $\frac{s_{i,t} w_{i,t} L}{a_{i,t} \beta_L P_{i,t}}$ 为城市经济密度的理论拐点值,分为两种情况进行分析。

第一种情况:当城市经济密度 $q_{i,t} < \frac{s_{i,t} w_{i,t} L}{a_{i,t} \beta_L P_{i,t}}$ 时, $a_{i,t} \beta_L P_{i,t} q_{i,t} < s_{i,t} w_{i,t} L$, $\lambda_{Li,t} < 1$, $1 - \lambda_{Li,t} > 0$,城市*i*处于劳动力配置不足的状态。

在其他条件不变情况下,城市经济密度 $q_{i,t}$ 上升,会引起 $\lambda_{Li,t}$ 上升, $1 - \lambda_{Li,t}$ 下降, $|1 - \lambda_{Li,t}|$ 下降,劳动力错配程度下降,此阶段城市经济密度的提高会缓解劳动力配置不足。

第二种情况:当城市经济密度 $q_{i,t} > \frac{s_{i,t} w_{i,t} L}{a_{i,t} \beta_L P_{i,t}}$ 时, $a_{i,t} \beta_L P_{i,t} q_{i,t} > s_{i,t} w_{i,t} L$, $\lambda_{Li,t} > 1$, $1 - \lambda_{Li,t} < 0$,城市*i*处于劳动力配置过剩的状态。

在其他条件不变情况下,城市经济密度 $q_{i,t}$ 上升,会引起 $\lambda_{Li,t}$ 上升, $1 - \lambda_{Li,t}$ 下降, $|1 - \lambda_{Li,t}|$ 上升,劳动力错配加剧,此阶段城市经济密度的提高会加剧劳动力配置过剩。

(三)城市经济密度影响劳动力错配的理论分析

经济密度是集聚经济的空间表现,度量了在一定空间范围内经济要素的集聚强度。集聚的作用具有限度,当集聚机制的作用超过一定的限度,就会产生集聚不经济^[27]。因此,城市经济密度对劳动力错配的影响路径可分为正外部性和负外部性两种。在经济低密度阶段,集聚的正外部性占主导地位,主要通过范围经济、马歇尔外部性和雅各布斯外部性三个维度,降低企业生产和交易成本、提高生产效率,改善劳动力资源配置,并通过劳动力共享机制增加有效劳动供给,缓解劳动力供给不足的错配。范围经济源于企业内部的规模经济;马歇尔外部性源于产业内投入产出关联、知识外溢以及劳动力市场共享^[28];雅各布斯外部性源于不同产业间的知识溢出和前后向关联效应。随着经济密度持续增加,越过阈值进入高密度阶段时,集聚的负外部性开始凸显,主要体现在拥挤效应上。交通拥挤、地租上升、基础设施超载以及人力成本上升等一系列拥挤成本迅速增加,从而抑制集聚净效应,倒逼资本深化替代劳动投入,引发劳动力需求结构性紧缩,劳动力市场竞争激烈,劳动力供给过剩的错配程度逐渐加剧^[20]。综上,在正、负外部性的共同作用下,城市经济密度对本地地区劳动力错配程度的影响呈先缓解后加剧的“U型”特征。

在空间效应上,城市经济密度对周边城市劳动力错配的影响兼具辐射效应和虹吸效应。区域空间结构在集聚和扩散的作用下形成和发展。在城市发展的不同阶段,集聚与扩散机制作用的强度不一样^[27]。Krugman(1998)将集聚的作用因素归纳为市场容量效应、劳动力市场以及纯粹的外部经济三种;将扩散的作用因素归纳为不可移动要素、地租、纯粹外部不经济和市场激烈竞争四种^[29]。在低经济密度阶段,集聚机制起主导作用,人口与资源向本地城市集中,但诱发了虹吸效应,且虹吸效应大于辐射效应,使得周边地区面临资金、人力资本等要素流失,加剧劳动力错配等问题。当经济密度增长到一定程度,跨越阈值后,本地城市的拥挤成本上升,扩散机制的作用一般强于集聚机制,劳动力、资本及其他经济要素和经济活动向周边城市扩散,从而提高周边城市的资源配置效率,缓解周边城市的劳动力错配^[28]。综上,在集聚与扩散机制的共同作用下,城市经济密度对邻近地区劳动力错配程度呈先加剧后缓解的“倒U型”空间溢出效应。由此,提出本文的研究假设。

研究假设 1:城市经济密度对本地劳动力错配呈先缓解后加剧的“U型”影响,对邻近城市劳动力错配呈先加剧后缓解的“倒U型”空间溢出效应。

此外,从劳动力价格的角度来看,由式(7)可知,劳动力价格是关于城市经济密度的函数。劳动力价格与城市经济密度具有正相关性。在其他要素不变的条件下,城市经济密度 $q_{i,t}$ 越大, $w_{i,t}$ 越大。城市经济密度相对高的地区,往往存在“城市工资溢价”现象^[30]:一是经济密度提高带来的生产率提升和对高技能劳动力的需求增加,会推高本地平均劳动力价格水平^[31];二是高经济密度带来的拥挤效应推高生活成本,迫使劳动者要求更高的名义工资以维持实际生活水平。于是,城市经济密度、劳动力价格与劳动力错配形成了这样两条逻辑链:(1)对于低经济密度、劳动力配置不足的城市,经济密度提高带动劳动力价格上涨,吸引了劳动力流入,弥补了本地劳动力不足的缺口,从而降低本地劳动力错配程度。而高劳动力价格“虹吸”了邻近城市的优质劳动力,加剧邻近城市的劳动力错配。(2)对于高经济密度、劳动力配置过剩地区,经济密度的提高推动劳动力价格上涨,吸引劳动力流入本地。但过高的工资,可能迫使企业减少雇佣,加剧本地的劳动力错配^[20]。而城市经济密度的提高进一步增加了运营成本,迫使部分产业向邻近成本较低的城市转移,优化邻近城市的产业结构和劳动力资源配置,缓解邻近城市的劳动力错配。由此,提出本文的研究假设。

研究假设 2:城市经济密度通过劳动力价格影响劳动力错配程度。

四、实证模型与数据说明

(一)计量模型设定

采用“莫兰指数 I”(Moran's I)对劳动力错配、城市经济密度和劳动力价格的空间相关性进行检验。结果表明,各变量的 Moran's I 指数均在 1% 的水平上显著为正。这说明 2001—2021 年间,各城市之间的劳动力错配、城市经济密度、劳动力价格在空间上的总体分布模式是显著正相关的,表现为聚集^①。同时,对相应 OLS 估计结果的残差进行了 LM 检验,结果表明空间效应模型比无空间效应模型更合适。LR 检验结果表明,空间杜宾模型(SDM)不会退化成 SAR 或 SEM 模型。因此,使用 SDM 模型进行研究。

Hausman 检验结果显示,需采用固定效应。考虑到地区个体差异和时期因素可能产生的估计偏差,并结合 LR 的检验结果^②,采用时间和个体双向固定效应。为了验证城市经济密度对劳动力错配的非线性影响,借鉴邵帅等(2019)的研究^[15],引入城市经济密度的二次项^③。此外,考虑到劳动力错配可能在时间上有路径依赖特征,将劳动力错配的滞后一期引入同时包含被解释变量和解释变量空间滞后项的静态空间杜宾模型,构建以下动态空间杜宾模型,来验证假设 1。

$$\begin{aligned} \text{misl}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{misl}_{i,t-1} + \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{misl}_{j,t-1} + \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{misl}_{j,t} + \beta_2 \text{aggi}_{i,t} + \beta_3 \text{saggi}_{i,t} + \\ & \rho_3 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{aggi}_{j,t} + \rho_4 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{saggi}_{j,t} + \beta_4 \text{wage}_{i,t} + \rho_5 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{wage}_{j,t} \\ & + \theta \sum X_{i,t} + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)中, i 表示城市, t 表示年份; $\beta_0 \sim \beta_4$ 是待估计系数,其中 β_1 是劳动力错配的时间滞后项系数; ρ_1 表示被解释变量时空双重滞后效应的弹性系数, $\rho_2 \sim \rho_5$ 为被解释变量和主要解释变量的空间滞后项系数; u_i 表示地区固定效应, v_t 表示时间固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。变量及空间权重矩阵的选取说明如下。

被解释变量为劳动力错配程度($\text{misl}_{i,t}$), $\text{misl}_{i,t-1}$ 表示滞后一期的劳动力错配程度,用来控制其时间滞后效应。需要说明的是,本文研究的劳动力错配指劳动力市场供需数量上的错配。劳动力错配指数的构建过程如下:

由式(3) $\lambda_{L,i,t} = \frac{L_{i,t}/L}{S_{i,t}\beta_{i,t}\epsilon_{i,t}/\beta_L}$ 可知,计算劳动力错配指数 $\lambda_{L,i,t}$ 前要先估计出各城市劳动力的产出弹性 $\beta_{i,t}\epsilon_{i,t}$ 。对式(2)的等式两边取对数,化简后加入个体效应 u_i 、时间效应 v_t 和随机扰动项 $\epsilon_{i,t}$,可得:

$$\ln \frac{Q_{i,t}}{a_{i,t}} = \sigma_{i,t} \ln A_{i,t} + \beta_{i,t} \epsilon_{i,t} \ln \left(\frac{L_{i,t}}{a_{i,t}} \right) + (1 - \beta_{i,t}) \epsilon_{i,t} \ln \left(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}} \right) + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

令 $\phi_0 = \sigma_{i,t} \ln A_{i,t}$, $\phi_1 = \beta_{i,t} \epsilon_{i,t}$, $\phi_2 = (1 - \beta_{i,t}) \epsilon_{i,t}$, 回归方程可写成:

$$\ln \frac{Q_{i,t}}{a_{i,t}} = \phi_0 + \phi_1 \ln \left(\frac{L_{i,t}}{a_{i,t}} \right) + \phi_2 \ln \left(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}} \right) + u_i + v_t + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

产出变量($Q_{i,t}$)用各城市的实际 GDP 表示(以 2000 年为基期)。劳动力数量($L_{i,t}$)用各城市年末城镇就业人口表示。资本投入量($K_{i,t}$)用永续盘存法估算的固定资本存量来衡量。选取 2000 年为基期, t 年城市 i 固定资本存量 $K_{i,t}$ 的计算公式为:

$$K_{i,t} = (1 - \delta_{i,t}) K_{i,t-1} + \frac{I_{i,t}}{p_{i,t}} \quad (13)$$

式(13)中, $K_{i,t}$ 为固定资本存量, $I_{i,t}$ 为固定资本流量, $p_{i,t}$ 为平减后的固定资产投资价格指数。由于城市数据中的固定资产投资价格指数缺失, 本文参照崔书会等(2019)的研究^[26], 使用各省数据替代。 $\delta_{i,t}$ 为资本折旧率, 借鉴 Young(2003)的研究^[32], 设为 6%, 并设基期资本存量的估算公式为:

$$K_{i,0} = \frac{I_{i,0}/p_{i,t}}{6\%} \quad (14)$$

各城市存在经济发展水平和政策等差异, 且劳动力和资本的产出弹性不同。借鉴白俊红和刘宇英(2018)采用变截距、变斜率的最小二乘虚拟变量法(LSDV)估计方程(12)^[25], 得到 ϕ_i 的无偏估计量, 从而估计出各城市的劳动力产出弹性。LSDV 引入个体虚拟变量、虚拟变量与 $\ln(\frac{L_{i,t}}{a_{i,t}})$ 和 $\ln(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}})$ 的交互项来估计参数, 从而让截面个体拥有各自的估计系数。结果显示, 城市虚拟变量以及虚拟变量与 $\ln(\frac{L_{i,t}}{a_{i,t}})$ 、 $\ln(\frac{K_{i,t}}{a_{i,t}})$ 的交互项均显著, 表明变系数模型的设定合适。在此基础上, 依据式(3)计算各地的劳动力错配指数 $\lambda_{i,t}$, 最后用 $|1 - \lambda_{i,t}|$ 衡量劳动力错配程度 $\text{misl}_{i,t}$ 。

核心解释变量为城市经济密度($\text{aggi}_{i,t}$), $\text{saggi}_{i,t}$ 为城市经济密度的二次项。借鉴 Ciccone 和 Hall(1996)、程开明和刘书成等(2022)的研究^{[2][3]}, 采用各城市的总产出(实际 GDP)与该城市的行政区域面积之比来度量城市经济密度。该指标体现了区域经济发展水平和集聚程度。

机制变量为劳动力价格($\text{wage}_{i,t}$)。借鉴 Glaeser 等(2012)的研究^[33], 结合数据可得性, 用城镇居民人均可支配收入来衡量劳动力价格。具体理由如下, 一是劳动力价格衡量的是劳动补偿。居民可支配收入包含了工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入, 作为劳动力经济福利的总和, 其能反映劳动力在区域间配置的机会成本。此外, 财产性收入反映了地区资本丰裕度, 可能会通过资本对劳动力产生替代效应, 或是高财产性收入可能会降低劳动参与率, 从而影响劳动力配置。Hsieh 和 Klenow(2009)在研究中国和印度的劳动力错配问题时, 也指出劳动补偿不应该忽视非工资收入^[6]。二是我国对地级市工资项目的统计范围以城镇非私营单位在岗职工工资为主, 大量民营企业的工资和个体户的营业性收入未得到充分反映。因此, 居民人均可支配收入作为综合收入指标, 能够捕捉劳动的经济激励, 可作为劳动力价格的代理变量。此外, 考虑到价格是影响要素供给的重要因素, 为避免遗漏变量偏差导致内生性问题, 在基准回归中将其控制。

关于控制变量, 由于影响劳动力错配的因素众多, 在综合考虑变量间的多重共线性等影响后, 本文参考相关研究^{[15][34]}, 引入一组控制变量 $X_{i,t}$, 包括城镇化水平、产业结构、贸易开放度、市场化程度、政府干预、金融发展、商品房价格、户籍管制、交通基础设施、信息通达度和人力资本。各控制变量的具体说明见表 1。

本文采用地理距离矩阵(W_{Dij})度量地区间的空间相关性。地理位置是影响经济活动空间外溢性的首要原因。地理距离矩阵基于地理学第一定律建立, 设定为 $W_{Dij} = 1/d_{ij}$, 其中 d_{ij} ($i \neq j$) 表示两城市地理中心位置间的距离, 使用各城市的经纬度坐标来计算; 当 $i = j$ 时, $W_{Dij} = 0$ 。对权重矩阵进行标准化处理, 使各行元素之和为 1。

表 1		变量定义	
变量名称	变量符号	指标度量	数据处理
劳动力错配	misl	具体参见公式(3),用 $ 1-\lambda_{L,t} $ 衡量	—
城市经济密度	agg	单位面积实际 GDP(2000 年不变价格)(万元/平方公里)	对数化处理
劳动力价格	wage	城镇居民人均可支配收入(元/人)	对数化处理
城镇化水平	urb	城镇化率	—
产业结构	str	第二、第三产业增加值占 GDP 的比重	—
贸易开放度	trad	进出口总额占 GDP 的比重	—
市场化程度	mar	非国有职工人数占总职工人数的比重	—
政府干预	gov	地方一般预算支出占 GDP 的比重	—
金融发展	fin	金融机构贷款额与 GDP 的比值	—
商品房价格	hp	商品房销售总额/商品房销售面积(元/平方米)	对数化处理
户籍管制	hr	户籍人口/常住人口	—
交通基础设施	traf	人均城市道路面积(平方米/人)	对数化处理
信息通达度	info	互联网宽带接入用户数(万户)	对数化处理
人力资本	edu	每万人在校大学生数(人)	对数化处理

(二)数据说明

中国地域辽阔,不同区位的城市经济密度具有梯度差异。独特的区域发展格局和集聚演进路径使中国城市群成为研究经济密度和劳动力错配关系的理想样本。根据“十四五”规划和相关文献,确定了京津冀、长三角、珠三角、哈长、呼包鄂榆、辽中南、宁夏沿黄、兰州—西宁、山西中部、关中平原、中原、山东半岛、成渝、粤闽浙沿海、长江中游、滇中、黔中和北部湾 18 个城市群样本。为保证指标统一性和数据完整性,剔除了县级以下城市,得到的有效样本分布在 198 个城市空间单元,东部、中部、西部、东北地区城市的比例为 75 : 70 : 34 : 19,不存在样本过度集中的情况。

数据来自 2002—2022 年《中国城市统计年鉴》、各省(自治区、直辖市)的《统计年鉴》和《国民经济和社会发展统计公报》、国家信息中心的《宏观经济与房地产数据库》、CEIC 数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)、各市的统计局网站。考虑到各变量之间量纲、数量级存在较大差异,为降低它们的离散程度和弱化变量间的多重共线性,对非百分比的指标数据取自然对数。各变量的描述性统计报告于表 2。

五、动态空间面板计量估计与结果分析

本文采用 Yu 等(2008)提出修正偏误的准最大似然估计法(BC-QML)估计动态空间杜宾模型^[35]。该方法可对空间滞后项的偏误进行修正,且对模型假设的依赖程度较低,估计结果更具有一致性、有效性和稳健性。进一步,本文根据点估计的结果,测算了城市经济密度和劳动力价格对劳动力错配影响的短期、长期直接效应和空间溢出效应。在空间模型中, R^2 和伪 R^2 可能会变得无效,而赤池信息准则(AIC)和贝叶斯信息准则(BIC)涉及熵的概念,被广泛用于测度空间计量的模型拟合优度,因此还汇报了 AIC 和 BIC 的测算结果。相关结果见表 3。

(一)基准回归

由表 3 可知,劳动力错配的滞后一期系数在 1%的水平上显著为正,空间滞后项系数在 1%的水平上显著为负,时空双重滞后项系数在 1%的水平上显著为正。这些结果说明,劳动力错配程度不仅在时间上存在惯性,在空间上也具有显著的扩散效应。若本地区上一期的劳动力错配程度较高,下一期的劳动力错配程度可能加剧,这是一种“滚雪球”效应。相邻城市的劳动力错配在同一时期存在逆

表 2 各变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
misl	4158	1.729	2.511	0.001	31.300
agg	4158	6.829	1.299	3.057	11.585
wage	4158	9.829	0.649	8.203	11.320
urb	4158	0.496	0.182	0.096	1.000
str	4158	0.877	0.083	0.496	1.000
trad	4158	0.281	0.578	0.002	9.952
mar	4158	0.487	0.604	0.014	16.150
gov	4158	0.147	0.087	0.005	2.266
fin	4158	0.972	0.579	0.065	4.610
hp	4158	8.168	0.738	5.416	10.957
hr	4158	1.001	0.172	0.182	1.679
traf	4158	2.313	0.66	-1.171	4.959
info	4158	3.093	1.355	-1.402	7.979
edu	4158	4.717	1.172	0.174	7.793

注:取自然对数后,交通基础设施、信息通达度的最小值为负数。

向的局部空间互动效应。但在时空的交叉作用下,一个城市的劳动力错配对相邻地区的影响具有正向累积效应,反映了地区间的竞争和资源再分配在时空上此消彼长的市场机制调节效果。

表 3 城市经济密度影响劳动力错配的空间计量估计结果

变量	点估计	分解效应			
		短期直接效应	短期空间溢出效应	长期直接效应	长期空间溢出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.misl	0.670 *** (4.130)				
agg	-0.723 *** (-2.811)	-0.574 *** (-2.895)	0.336 * (1.871)	-0.344 *** (-2.877)	0.272 *** (2.778)
sagg	0.037 *** (2.683)	0.030 *** (2.909)	-0.014 * (-1.689)	0.019 *** (2.935)	-0.014 *** (-2.729)
wage	-0.305 * (-1.662)	-0.563 *** (-3.203)	-0.677 *** (-6.216)	-0.447 *** (-3.877)	0.071 (1.018)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
W * misl	-20.338 *** (-40.904)				
W * L.misl	20.392 *** (51.076)				
W * agg	2.923 * (1.899)				
W * sagg	-0.188 ** (-2.337)				
W * wage	11.698 *** (6.260)				
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
Wald[P]	7815.769[0.000]				
R ²	0.138				
AIC	7683.805				
BIC	7815.769				
观测值	3960				

注:括号内数值为 z 值。中括号内数值为相伴概率 P 值。***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。sagg 表示城市经济密度的二次项,L.misl 表示劳动力错配的时间滞后项,W * misl、W * agg、W * sagg、W * wage 分别表示劳动力错配、城市经济密度、城市经济密度二次项、劳动力价格的空间滞后项,W * L.misl 表示劳动力错配的时空双重滞后项。限于篇幅,控制变量的结果未列出,留存备案,下表同。

城市经济密度的一次项系数在 1% 水平上显著为负,二次项系数在 1% 水平上显著为正,分解效应中直接效应的结果亦是如此。这说明,城市经济密度与劳动力错配程度间存在显著的先缓解后加剧的“U 型”关系。通过对回归方程求一阶偏导后令其等于零,求解得出拐点值为 9.735^④,包含在样本区间内。当城市经济密度低于拐点值 9.735 时,城市经济密度的增加缓解了劳动力错配。当城市经济密度水平超过拐点值 9.735 时,劳动力错配程度会随着城市经济密度的提高而增加。对应实际样本,越过拐点值的样本有:上海市 2007—2021 年、无锡市 2018—2021 年、厦门市 2013—2021 年、广州市 2014—2021 年、深圳市 2003—2021 年、佛山市 2014—2021 年、东莞市 2011—2021 年和中山市 2021 年,这些样本表现为城市经济密度的增加会加剧劳动力错配程度。这是因为,在低经济密度阶段,马歇尔外部性起主导作用。城市经济密度的提高,通过知识溢出、劳动力池共享和中间品专业化分工等正外部性,缓解了劳动力错配。当经济密度越过阈值后,地租上涨、通勤成本增加、环境污染等负外部性凸显,劳动力供给过剩,劳动力错配问题加剧。

从空间溢出效应来看,城市经济密度的一次项空间滞后系数在 1% 水平上显著为正,二次项空间滞后系数在 1% 水平上显著为负,分解效应中空间溢出效应的结果亦是如此。这说明城市经济密度对邻近地区的劳动力错配产生先加剧后缓解的“倒 U 型”空间溢出效应。根据“核心—边缘”理论,集聚中心区在初期通过更高的工资和机会吸引邻近地区劳动力,导致周边地区劳动力流失,加剧错配。当集聚中心区的成本超过收益时,产业向邻近地区扩散,形成产业链分工,邻近地区通过承接专业化环节,优化劳动力需求结构。分解效应中城市经济密度的长期效应显著,这反映出经济集聚影响的累积性特征。以上结果验证了研究假设 1。

(二)稳健性检验

为保障分析结论的可靠性,本文进行了以下三类稳健性检验。

1.使用不同的空间权重矩阵

综合考虑地理距离和地区经济发展水平的影响,空间权重矩阵使用地理距离和经济距离嵌套矩阵,以检验结果的稳健性。即 $W_{Qij} = \phi W_{Dij} + (1 - \phi) W_{Pgdpj}$,其中,经济距离基于地区间人均 GDP 差异测算; $0 < \phi < 1$,为地理距离矩阵的权重,代表地理邻近性在空间交互作用中的相对重要性,设定为 0.5,点估计结果汇报于表 4 列(1),结果表明本文结论具有稳健性。

2.考虑城市经济密度指标差异

夜间灯光数据是衡量城市经济发展的客观指标之一,能够较好地反映城市的经济密度、人类活动强度等多维信息^[24]。考虑到 GDP 核算误差,借鉴石敏俊等(2023)的研究,采用夜间灯光总和值替代单位面积总产出,衡量城市经济密度^[24]。数据来自 Harvard Dataverse 平台发布的整合 DMSP-OLS 和 SNPP-VIIRS 得到的矫正中国 DMSP-OLS 灯光总和值^[36]。基于地理距离矩阵估计动态空间杜宾模型,点估计结果汇报于表 4 列(2),结果表明本文结论具有稳健性。

3.对内生性问题的进一步处理

动态空间杜宾模型可解决由因变量的空间滞后、时间滞后以及时空滞后项所引起的内生性问题,但不能解决双向因果关系产生的内生性问题。为缓解内生性的影响,首先采用劳动力错配、城市经济密度和劳动力价格的 3~4 阶时间滞后项作为工具变量。其次,在不少研究中,高程值、地形起伏度被用作反映样本城市地形特征的外生变量,常被用作城市经济密度的工具变量^⑤。因此,在使用时间滞后项作为工具变量的同时,采用各地级市的高程平均值、地形起伏度与相应年份的交乘项作为城市经济密度的工具变量^[37]。进一步,采用系统 GMM 法,并基于标准化后的反距离平方矩阵、经济距离矩阵^⑥对方程(10)进行估计。表 4 的列(3)和(4)显示反距离平方矩阵下相应的工具变量 GMM 估计结果,列(5)和(6)显示经济距离矩阵下相应的工具变量 GMM 估计结果。结果表明,AR(1)检验的 P 值小于 0.1,拒绝扰动项不存在一阶自相关的原假设;AR(2)检验的 P 值大于 0.1,不拒绝扰动项不存在二阶自相关的原假设;Hansen test 统计量的 P 值大于 0.1,不拒绝工具变量有效的原假设,说明解决内生性过程中所选的工具变量可取;城市经济密度的一次项、二次项及其空间滞后项系数的方向与基准回归结果一致,且都在 1%的水平上显著,进一步验证了研究假设 1。

综上,由表 4 可知,不论是使用了不同的空间权重矩阵,或替换城市经济密度的衡量指标,还是进一步处理内生性,城市经济密度的一次项、二次项及空间滞后项的估计结果与表 3 基本一致,说明本文结论较为稳健。

表 4 城市经济密度对劳动力错配影响的稳健性检验

变量	使用不同的 空间权重 矩阵	考虑集聚 经济指标 差异	时间滞后	滞后变量和外	时间滞后	滞后变量和外		
			变量作为	生性指标同时	变量作为	生性指标同时		
			工具变量	作为工具变量	工具变量	作为工具变量		
			反距离平方矩阵		经济距离矩阵			
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
agg	-0.492 **	-3.519 ***	-0.530 ***	-0.547 ***	-0.984 ***	-0.953 ***		
	(-2.018)	(-4.232)	(-15.962)	(-18.789)	(-18.327)	(-16.743)		
sagg	0.030 **	0.172 ***	0.037 ***	0.037 ***	0.069 ***	0.065 ***		
	(2.400)	(4.480)	(15.702)	(17.440)	(17.605)	(15.911)		
W * agg	11.363 ***	79.641 ***	1.088 ***	1.529 ***	1.578 ***	1.611 ***		
	(9.422)	(16.934)	(11.167)	(16.285)	(22.597)	(21.616)		
W * sagg	-0.385 ***	-4.177 ***	-0.072 ***	-0.097 ***	-0.097 ***	-0.099 ***		
	(-6.218)	(-19.284)	(-11.673)	(-16.186)	(-20.346)	(-19.497)		
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
AR(1)[P 值]			-1.750	-1.760	-1.990	-1.990		
			[0.079]	[0.079]	[0.047]	[0.047]		
AR(2)[P 值]			1.410	1.410	1.600	1.600		
			[0.158]	[0.158]	[0.110]	[0.110]		
Hansen[P 值]			168.400	170.44	170.85	171.25		
			[0.584]	[0.583]	[0.532]	[0.566]		
观测值	3960	3960	3960	3960	3960	3960		

(三)机制检验

检验中介效应需考察核心解释变量、中介变量对被解释变量的影响,以及核心解释变量对中介变量的影响。江艇(2022)认为如果要考察 X 对 Y 的影响在多大程度上被中介变量 M 所捕捉,可以尝试在 Y 对 X 的回归中控制 M^[38]。本文认为,若基准回归中没有控制 M,仅从理论上说明,存在遗漏重要变量 M 的内生性问题。为此,在基准回归中引入劳动力价格。由上文的理论分析可知,城市经济密度会通过影响劳动力价格水平,间接作用于劳动力错配程度。为了检验这一机制,验证研究假设 2,本文运用动态空间杜宾模型,提出以下检验方程:

$$\begin{aligned} \text{wage}_{i,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 \text{wage}_{i,t-1} + \xi_1 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{wage}_{j,t-1} + \xi_2 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{wage}_{j,t} + \varphi_2 \text{agg}_{i,t} + \xi_2 \sum_{j=1}^n W_{Dij} \text{agg}_{j,t} \\ & + \varnothing X_{it} + \eta_i + \vartheta_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

(15)

式(15)中,控制变量、空间权重矩阵以及估计方法的选取与基准回归方程(10)一致。由于没有考察城市经济密度与劳动力价格之间的非线性关系,所以没有引入城市经济密度的二次项。估计结果见表 5。

表 5 城市经济密度对劳动力错配影响的机制检验

变量	点估计	短期直接效应	短期空间溢出效应	长期直接效应	长期空间溢出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.wage	0.697 *** (61.781)				
agg	0.027 *** (2.684)	0.028 *** (2.906)	- 0.013 (- 0.226)	0.107 *** (2.786)	- 0.099 * (- 1.780)
W * wage	2.581 *** (12.894)				
W * L.wage	- 1.568 *** (- 13.832)				
W * agg	- 0.010 (- 0.145)				
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市/年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
Wald[P]	4819.000[0.000]				
R ²	0.978				
AIC	- 12319.460				
BIC	- 12206.35				
观测值	3960				

注:L.wage 表示劳动力价格的时间滞后项,W * L.misl 表示劳动力价格的时空双重滞后项。当以劳动力价格作为被解释变量回归时,本文首先将城市经济密度的一次项、二次项均引入方程,但发现二次项系数不显著而予以剔除,最终选择汇报只包含其一次项的回归估计结果。

由表 5 可知,劳动力价格时间滞后项系数在 1%的水平上显著为正,空间滞后项系数在 1%的水平上显著为正,时空双重滞后项系数在 1%的水平上显著为负。这意味着,劳动力价格不仅在时间上具有一定黏性,在空间上还会通过劳动力流动、信息传递和市场竞争等机制影响邻近城市的劳动力价格。

城市经济密度点估计系数在 1%的水平上显著为正,短期和长期直接效应也在 1%的水平上显著为正,表明城市经济密度对本地区劳动力价格具有显著的正向影响。可能的原因,一是集聚带来的规模经济降低了生产成本,提高了企业生产效率和利润,有能力支付更高的劳动力价格;二是通过知识溢出效应,劳动力自身技能提高,从而获得更高收入^[5]。然而,城市经济密度的空间滞后项系数不显著,但点估计对空间溢出效应的测算有可能出现偏差,需进一步观察分解效应^[39]。由分解效应结果可知,城市经济密度的长期空间溢出效应在 1%的水平上显著为负,表明本地区经济密度的上升,会降低邻近城市的劳动力价格。这说明城市经济密度对劳动力价格具有逆向空间溢出效应,且该效应在长期的作用更明显。当本城市经济密度上升时,劳动力从邻近城市转移至该城市就业,导致邻近城市的劳动力供大于需,从而降低邻近城市劳动力价格,反之亦然。

上文表 4 中,劳动力价格点估计系数在 10%的水平上显著为负,短期和长期的直接效应均在 1%的水平上显著为负,短期空间溢出效应在 1%的水平上显著为负,但长期空间溢出效应不显著。这说明劳动力价格显著影响了劳动力错配。随着劳动力价格上涨,会降低本地区和邻近地区的劳动力错

配程度。可能的原因是,劳动力价格会通过价格信号、劳动力流动等市场机制,调节劳动力供需关系,从而降低劳动力错配程度。但在长期状态下,邻近地区可能通过产业结构升级、劳动力市场改革等自身的经济调整,缓解了劳动力错配,削弱了其对周边城市劳动力价格的空间溢出效应。

不论是上文的理论模型,或是实证回归的结果都验证了中介效应关键的两条因果链:第一,城市经济密度、劳动力价格会影响劳动力错配程度;第二,城市经济密度会影响劳动力价格。本文提出的研究假设 2 成立。

六、异质性分析

(一)“四大经济区域”异质性

不同经济区域的城市经济密度对劳动力错配的影响,受不同城市资源禀赋、产业结构和经济发展水平的影响可能存在异质性。基于此,依据国家统计局对经济区域的划分方案,将样本分为东、中、西部和东北“四大经济区域”^⑦,并基于地理矩阵进行分组检验,结果如表 6 所示。可以发现,东部地区的城市经济密度对本地区和邻近地区的劳动力错配均产生了显著的先缓解后加剧的“U 型”影响。中部地区的城市经济密度的影响主要体现在长期效应上,对本地区和邻近地区的劳动力错配分别呈显著的“倒 U 型”和“U 型”影响。西部地区的城市经济密度对劳动力错配的影响不明显,仅短期直接效应的二次项系数在 5%的水平上显著为负。东北地区的城市经济密度短期内对劳动力错配呈显著“倒 U 型”直接效应和空间溢出效应,长期内缓解本地劳动力错配。可能的原因是,其一,东部地区各城市的经济集聚水平都相对较高,其城市经济密度的直接效应与总样本相同,为“U 型”影响。与总样本不同的是,其空间溢出效应也为“U 型”曲线。也就是说,东部地区城市经济密度的辐射效应大于虹吸效应。其二,中部地区在中部崛起战略的支持下,在集聚初期承接东部劳动密集型产业转移,但粗放扩张可能导致本地区产能过剩和低端就业。同时,通过产业分工向周边城市转移配套环节,创造就业机会,形成“涓滴效应”。在高经济密度期,产业逐步技术转型,提高了本地的劳动力配置效率。但是高附加值岗位吸引了邻地高技能劳动力,加剧其劳动力错配。其三,西部地区基础设施和人力资本薄弱,集聚较难形成自增强效应,通过集聚的正外部性和空间关联性优化劳动力市场的难度可能较大。其四,东北地区是老工业基地,经历了从重工业粗放扩张到机械化升级驱动的转型过程。城市经济密度对劳动力错配的作用也经历了先加剧后缓解的直接效应和空间溢出效应。

表 6 “四大经济区域”的动态空间杜宾分解效应

分解效应		短期直接效应	短期空间溢出效应	长期直接效应	长期空间溢出效应
东部	agg	-6.119 ***	-256.048 ***	-16.695 ***	-1.097
		(-15.283)	(-17.806)	(-17.581)	(-0.705)
	sagg	0.158 ***	6.010 ***	0.428 ***	-0.009
		(12.485)	(10.826)	(13.884)	(-0.184)
中部	agg	2.872	-3.431	0.919 **	-1.002 ***
		(1.285)	(-0.891)	(2.325)	(-3.066)
	sagg	-0.309 *	0.440	-0.048 *	0.067 ***
		(-1.753)	(1.458)	(-1.946)	(3.162)
西部	agg	-0.295	-24.432	2.940	4.981
		(-0.298)	(-1.271)	(0.260)	(0.427)
	sagg	-0.117 **	0.200	-0.205	0.183
		(-2.184)	(0.231)	(-0.268)	(0.237)
东北	agg	0.480 *	10.685 ***	-0.922 **	-0.320
		(1.693)	(2.661)	(-2.424)	(-0.812)
	sagg	-0.032 **	-0.438 **	0.004	0.048 **
		(-2.342)	(-2.395)	(0.161)	(1.990)

(二)中心城市与外围城市异质性

中心城市和外围城市的市场化程度、城市功能以及享受的政策红利存在差异,可能会导致城市经济密度对劳动力错配的影响异质性。基于此,依据 2025 年 1 月国务院对各市“国土空间总体规划(2021—2035 年)”批复文件中提及的“中心城市”,与本文的研究样本匹配后,将北京、上海等 36 个城市划分为“中心城市”^⑧,其余 162 个城市划分为“外围城市”,并基于地理距离和经济距离嵌套矩阵分

组检验,结果见表 7。由表 7 可知,短期内,中心城市和外围城市的经济密度对本地和邻近地区的劳动力错配均呈先缓解后加剧的“U 型”影响。长期内,中心城市的经济密度对本地劳动力错配产生“U 型”影响,同时产生先加剧后缓解的“倒 U 型”空间溢出效应。外围城市的经济密度长期效应相对不明显,表现为缓解本地劳动力错配和有限的空间溢出效应。可能的原因,一是在短期内,中心城市的经济密度提升通过集聚正外部性与辐射效应,先缓解了本地和邻地的劳动力错配,但随着集聚程度加深,拥挤效应显现,加剧劳动力错配。外围城市的经济密度对劳动力错配的影响效应与中心城市方向相同,但受限于产业基础和市场规模,其影响强度较弱。二是从长期看,中心城市经济密度的影响具有更强的累积效应,其知识溢出、人力资本积累、产业链协同和政策倾斜,会对劳动力错配产生更显著的长期效应。而外围城市经济密度的累积效应相对较弱,导致对劳动力错配的长期效应也相对不显著。

表 7		中心城市与外围城市的动态空间杜宾分解效应			
分解效应		短期直接效应	短期空间溢出效应	长期直接效应	长期空间溢出效应
中心城市	agg	- 5.225 *** (- 10.487)	- 98.640 *** (- 22.287)	- 8.553 *** (- 21.694)	1.722 *** (9.982)
		0.256 *** (9.034)	2.353 *** (21.905)	0.259 *** (18.685)	- 0.087 *** (- 8.799)
	sagg	- 1.604 *** (- 5.058)	- 13.298 *** (- 13.864)	- 1.193 *** (- 5.056)	- 0.393 (- 1.598)
		0.082 *** (4.963)	0.267 *** (5.326)	- 0.011 (- 0.829)	0.048 *** (3.648)

七、结论与政策启示

本文基于产出密度函数构建城市经济密度影响劳动力错配的理论分析框架,利用动态空间杜宾模型,检验了城市经济密度对劳动力错配的影响和劳动力价格在其中的中介机制,并进一步分析其异质性,得出如下结论。第一,城市经济密度对本地区的劳动力错配产生先缓解后加剧的“U 型”影响,对邻近城市的劳动力错配产生先加剧后缓解的“倒 U 型”空间溢出效应。分解效应表明,城市经济密度的影响具有累积性。通过使用不同的空间权重矩阵、替换解释变量的代理变量、进一步处理内生性等一系列稳健性检验都证明了该结论的稳健性。第二,城市经济密度通过调节劳动力价格影响劳动力错配,劳动力价格的中介效应显著。第三,“四大经济区域”和“中心城市与外围城市”异质性分析的结果表明,在东部、中部和东北地区,城市经济密度对劳动力错配程度均有显著的直接和空间溢出效应,而在西部地区只有有限的直接效应,无显著的空间溢出效应;城市经济密度对中心城市与外围城市劳动力错配程度影响的异质性体现在长期效应上。

基于研究结论,有以下政策启示。第一,在经济密度较高的城市,应充分利用中心城市的辐射作用,提升区域的协同创新能力,通过集聚正外部性优化劳动力的空间配置。当城市经济密度达到一定程度后,应积极扩大城市群规模,吸纳剩余劳动力,避免人力资源浪费和恶性竞争。第二,在经济密度较低的城市,应与发达地区建立优势互补的区域发展格局,因地制宜构建经济发展模式,推动特色产业建设,提高城市的宜居水平,促进劳动力的共享、匹配和学习。同时,应加强在职专业技能培训,以全面提升劳动力素质,助力新质生产力发展。第三,区域经济发展政策应关注劳动力价格在不同区域的差异,建立劳动力市场信息公开机制,以防止信息不对称导致的价格扭曲。同时,探索多样化的优惠补贴政策,完善人才落户政策,维护劳动者权益,从而优化劳动力市场配置。

注释:

- ①限于篇幅,劳动力错配、城市经济密度、劳动力价格的空间自相关检验(Moran’s I)结果未列出,留存备案。
- ②LM 检验、Hausman 检验、LR 检验结果均在 1%的水平拒绝原假设。限于篇幅,留存备案。
- ③引入二次项,是为了捕捉非线性关系,提高模型的解释力。验证“U 型”关系的核心是综合考量 x 和 x²系数的显著性,并非单个系数的显著性。另外,空间计量模型的核心是捕捉空间依赖性,利用空间信息解释变量间的关系,稀释了原始变量间的共线性影响。
- ④对数化前的城市经济密度为 16898.836 万元/平方公里,9.735 为对数化之后的结果。

⑤高程值和地形起伏度会影响一个地区商业的交通运输和时间等成本,从而影响城市经济密度,满足内生性要求。从历史和现实来看,地理变量只反映一个地区相对的地形特征,无法断定其本身是影响劳动力错配的直接因素,满足外生性要求。

⑥反距离平方矩阵计算公式为 $W_{deij}=1/(d_{ij}^2)$,其中 $d_{ij}(i \neq j)$ 表示两城市地理中心位置间的距离,当 $i=j$ 时, $W_{deij}=0$ 。经济距离矩阵计算公式为 $W_{GDPij}=1/|Q_i-Q_j|$,其中 Q_i 和 Q_j 分别为 i 市和 j 市($i \neq j$)2001—2021年间的GDP均值,当 $i=j$ 时, $W_{GDPij}=0$ 。

⑦四大经济区域的划分依据是国家统计局对东、中、西、东北的划分,参见 https://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/sjtjr/dejtkjfr/tjqp/202302/t20230216_1909741.htm

⑧与样本匹配后的中心城市包括北京、天津、石家庄、秦皇岛、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、济南、青岛、郑州、长沙、广州、深圳、南宁、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁和银川36个城市。

参考文献:

- [1] Scott, A. J. World Development Report 2009: Reshaping Economic Geography[J]. Journal of Economic Geography, 2009, 9(4): 583—586.
- [2] Ciccone, A., Hall, R.E. Productivity and the Density of Economic Activity[J]. American Economic Review, 1996, 86(1): 54—70.
- [3] 程开明,刘书成.城市经济密度与全要素生产率——兼论城市规模的调节效应[J].中国人口科学, 2022(6): 39—54.
- [4] 徐瑛,仲艾芬,石敏俊.经济密度与企业风险决策——密度风险选择效应的理论与实证分析[J].财贸经济, 2024(4): 123—140.
- [5] 马颖,何清,李静.行业间人力资本错配及其对产出的影响[J].中国工业经济, 2018(11): 5—23.
- [6] Hsieh, C.T., Klenow, P.J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403—1448.
- [7] Ushifusa, Y., Tomohara, A. Productivity and Labor Density: Agglomeration Effects over Time[J]. Atlantic Economic Journal, 2013, 41(3): 123—132.
- [8] Aoki, S.A. Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2012, 26(4): 473—494.
- [9] 李文秀,李健欣.房价波动、工资水平与区域间劳动力要素错配[J].中南财经政法大学学报, 2020(2): 68—78.
- [10] Vollrath, D. The Efficiency of Human Capital Allocations in Developing Countries[J]. Journal of Development Economics, 2014, 108(1): 106—118.
- [11] 崔琳吴.劳动力市场分割与劳动力资源错配:基于城市层面的测度[J].中国人力资源开发, 2023(2): 96—111.
- [12] 武康平,田欣.信息不对称与供求失衡下的“用工荒”[J].经济学报, 2020(2): 194—230.
- [13] 郑芳,毛丰付.人才引进政策的非对称效应:基于劳动力配置的地区间竞争与合作[J].中国人力资源开发, 2024(12): 130—146.
- [14] 张元钊,朱佳宁,张永亮.人工智能发展与劳动力流动[J].经济学动态, 2025(1): 128—145.
- [15] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界, 2019(1): 36—60.
- [16] 丁煜莹,高志刚.经济集聚、要素配置与区域经济高质量发展[J].山西财经大学学报, 2024(12): 43—56.
- [17] 王俊.经济集聚、技能匹配与大城市工资溢价[J].管理世界, 2021(4): 83—98.
- [18] 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.
- [19] 生延超,周垚.经济集聚能否促进黄河流域经济高质量增长与生态保护的协同发展? [J].中南大学学报(社会科学版), 2021(6): 32—44.
- [20] 沈体雁,劳昕,杨开忠.经济密度:区域经济研究的新视角[J].经济学动态, 2012(7): 82—88.
- [21] Duranton, G., Puga, D. The Economics of Urban Density[J]. Journal of Economic Perspectives, 2020, 34(3): 3—26.
- [22] 苏红键,魏后凯.密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化[J].中国工业经济, 2013(10): 5—17.
- [23] Combes, P., Gobillon, L. The Empirics of Agglomeration Economies[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2015, 5: 247—348.
- [24] 石敏俊,张瑜,郑丹.城市密度、全要素生产率和城市高质量发展[J].社会科学战线, 2023(5): 84—96.
- [25] 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.
- [26] 崔书会,李光勤,豆建民.产业协同集聚的资源错配效应研究[J].统计研究, 2019(2): 76—87.
- [27] 魏后凯.现代区域经济学[M].北京:经济管理出版社, 2011: 291—295.
- [28] 吴建峰,符育明.经济集聚中马歇尔外部性的识别——基于中国制造业数据的研究[J].经济学(季刊),

- [29] Krugman, P. R. What's New about the New Economic Geography? [J].Oxford Review of Economic Policy, 1998,14(2):7—17.
- [30] Adamson, D. W., Clark, D. E., Partridge, M.D. Do Urban Agglomeration Effects and Household Amenities Have a Skill Bias? [J]. Journal of Regional Science,2004,44(2):201—224.
- [31] 李培鑫,张学良.城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价[J].管理世界,2021(11):121—136.
- [32] Young, A. Gold into Base Metals:Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period[J].Journal of Political Economy,2003,111(6):1220—1261.
- [33] Glaeser, E. L., Ponzetto, G. A. M., Tobio, K. Cities, Skills and Regional Change[J]. Regional Studies, 2012,48(1):7—43.
- [34] 张坤领,刘清杰.户籍制度竞争及其经济发展效应——基于动态空间杜宾模型的实证检验[J].中南财经政法大学学报,2019(4):78—88.
- [35] Yu, J., Jong, R.D., Lee, L.F. Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both n and T Are Large[J]. Journal of Econometrics,2008,146(1):118—134.
- [36] Wu, Y., Shi, K.,Chen, Z.,et al. Developing Improved Time-Series DMSP-OLS-Like Data(1992—2019)in China By Integrating DMSP-OLS and SNPP-VIIRS[J].IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing,2021, 60:1—14.
- [37] 孙传旺,罗源,姚昕.交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J].经济研究,2019(8):136—151.
- [38] 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.
- [39] LeSage, J. P., Pace, R. K. Introduction to Spatial Econometrics (1st ed.)[M]. New York:Chapman and Hall/CRC,2009:30—46.

How Does Urban Economic Density Affect Labor Misallocation?

CHEN Xiaoxiang¹ YANG Suchang¹ HAN Jun²

(1.School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China;

2.School of Statistics and Data Science, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: Amid deepening urban agglomeration, efficient labor allocation is critical for high-quality urban development. This study utilizes data from cities within China's 18 major urban agglomerations (2001—2021), employing mathematical modeling and Dynamic Spatial Durbin Model to analyze how urban economic density influences labor misallocation. The results indicate a U-shaped relationship between economic density and local labor misallocation, initially alleviating, then exacerbating it, while its spatial spillover effect on neighboring cities follows an inverted U-shape, firstly intensifying, then mitigating it. Mechanism analysis indicates that urban economic density indirectly affects labor misallocation through labor prices. Further analysis shows that urban economic density exerts significant direct and spatial spillover effects on labor misallocation in the eastern, central, and northeastern regions of China, but only marginal direct effects and no significant spillovers in the western region. While the short-term impacts of economic density on labor misallocation show little disparity between core and peripheral cities, core cities exhibit more pronounced long-term effects. This study offers insights for coordinating urban economic density with labor spatial allocation.

Key words: Labor Misallocation; Urban Economic Density; Labor Prices; Dynamic Spatial Durbin Model

(责任编辑:姜晶晶)