

美丽城市建设下劳动力空间选择的环境逻辑：新视角与新证据

江曼琦 钟盈盈

(南开大学 经济学院，天津 300071)

摘要：美丽城市建设是推进美丽中国建设的重要政策实践。在此背景下，城市生态环境优化如何影响劳动力空间选择行为，对协同推进生态文明建设与人力资源优化配置具有重要意义。文章通过构建“生态环境—经济驱动—流动决策”理论框架，揭示了生态环境因素对劳动力流动的影响机制及异质性特征。研究结果表明：城市生态环境改善显著提升劳动力的流入倾向，该效应普遍存在于不同技能水平群体中，其中服务业就业机会增加与高技术产业带来的收入提升是主要传导路径。异质性分析显示，城市群外围城市、中小城市以及城—城流动劳动力对生态环境改善更为敏感，信息传递水平进一步增强了环境因素的吸引力。动态趋势分析表明，环境影响的效应随时间呈波浪式演进，空间效应表现为对地理邻近地区的正向辐射作用及对经济相似地区的竞争性分流。文章从经济视角分析生态优势转化为人力资本竞争优势的逻辑机制，为统筹美丽城市建设与区域经济发展提供实证依据和政策启示。

关键词：城市生态环境；劳动力流动；作用机制；美丽城市建设

中图分类号：F241.4；F061.5 文献标识码：A 文章编号：0257-0246（2025）11-0083-15

引言

劳动力作为与土地、资本、技术、数据并列的关键生产要素，是城市发展的重要支撑，不仅决定了城市发展的潜力与动力，也直接关系到城市经济的活力和竞争力的提升。“十三五”以来，中国城镇化进入全面减速阶段，截至2024年末，全国常住人口城镇化率达67%，比上年提高0.84个百分点，^①增速较前期明显放缓。同时，常住人口增量空间收窄已成为中国城市人口发展的普遍趋势。从图1绘制的2016—2023年不同规模城市平均人口同比增量变化可见，除2022年外，其他年份各类城市的人口同比增幅持续收窄，呈逐年下降的态势，2023年同比增量规模甚至不及2016年的一半。这意味着，支撑流动人口和劳动力规模持续快速扩大的内生动力已显不足，城市间对劳动力资源的竞争正从“增量争夺”转向“存量博弈”，竞争范围也从聚焦人才扩展至全面争夺人口。因此，系统研究劳动力流动决策的影响因素，特别是覆盖全体劳动力群体的综合性研究，具有重要的理论价值和政策意义。在这一背景下，人民群众对优美生态环境的需要日益凸显，已成为中国社会主要矛盾的重要方面，也为从城市生态环境视角探析劳动力流动的影响机制指明了方向。

基金项目：南开大学亚洲研究中心资助项目（AS2514）。

作者简介：江曼琦，南开大学经济学院教授，南开大学经济行为与政策模拟实验室研究员，研究方向：城市与区域经济；钟盈盈（通讯作者），南开大学经济学院博士生，专业方向：城市经济学。

① 数据来源：国家统计局发布的《中华人民共和国2024年国民经济和社会发展统计公报》。



图 1 2016—2023 年不同规模城市平均人口同比增量变化

数据来源：美国能源部橡树岭国家实验室 LandScan 数据集。

党的十八大以来，中国高度重视生态文明建设，将全面推进美丽中国建设作为生态环境保护工作的核心。其中，“坚持人民城市人民建、人民城市为人民，推进以绿色低碳、环境优美、生态宜居、安全健康、智慧高效为导向的美丽城市建设”，已成为推动美丽中国建设的关键着力点。^① 2025 年 1 月《美丽城市建设实施方案》的发布，进一步将城市生态环境治理工作提升至新的战略高度。然而，与能够带来短期和长期社会经济收益的经济基础设施建设不同，生态环境治理往往伴随一定的社会经济成本，例如产业结构与就业调整带来的阶段性压力，以及资金、土地等资源配置中出现的矛盾，这些都可能对城市经济增长产生短期冲击。因此，地方政府在推进生态环境治理过程中常面临经济激励不足、主动性和积极性不强的现实问题。^② 基于上述背景，本文旨在通过厘清城市生态环境对劳动力流动决策的影响机制与具体表现，科学识别生态环境建设所带来的经济价值，为实现美丽城市建设增强城市劳动力竞争优势的有效统一，提供理论支持与决策参考。

纵观以往文献，劳动力在进行流动决策时，会受到经济机会^③、公共产品供给^④、迁移成本^⑤、社会网络^⑥等多重因素的影响，并在综合权衡中选择能够实现自身效用最大化的目的地^⑦。其中，收入和就业机会等经济因素对劳动力流动具有重要影响^⑧，这与猎聘公布的《2024 高校毕业生就业数据报告》结论一致。该报告指出，薪酬福利因素以 80.14% 的高选择率成为毕业生择业时的首要考量，远高于“稳定性及安全感”（66.05%）、“通勤距离”（48.04%）等因素。^⑨ 良好的生态环境是最公平的公共产品和最普惠的民生福祉，其对劳动力空间选择的影响日益受到学者关注。由于过去中国空气污染问题较为突出，现有研究大多聚焦空气污染这一环境因素对劳动力空间选择的影响，指出地区空

① 参见《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见》（国务院公报 2024 年第 3 号）。

② 张海峰等《城市生态文明建设与新一代劳动力流动——劳动力资源竞争的新视角》，《中国工业经济》2019 年第 4 期。

③ John Richard Hicks, *The Theory of Wages*, London: Macmillan, 1932.

④ 夏怡然、陆铭《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》2015 年第 10 期。

⑤ 蒋为、倪诗程、吉萍《中国跨地区劳动力流动壁垒：测度方法、演进趋势与决定因素》，《经济研究》2024 年第 4 期。

⑥ Lena Imeraj, Didier Willaert, Nissa Finney, et al., “Cities’ Attraction and Retention of Graduates: A More-than-Economic Approach,” *Regional Studies*, Vol. 52, No. 8, 2018, pp. 1086–1097.

⑦ Akira Igarashi, “How do Initial Migrants Choose Their Locations? Interregional Migration in Japan from 1899 to 1938,” *Journal of Regional Science*, Vol. 62, No. 4, 2022, pp. 1032–1047.

⑧ Christopher A. Pissarides, Ian Mcmaster, “Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 42, No. 4, 1990, pp. 812–831.

⑨ 数据来源：猎聘大数据研究院发布的《2024 高校毕业生就业数据报告》。

气污染主要通过影响健康而显著降低劳动者的流入概率。^① 随着绿色发展理念的持续拓展和深化，人民群众对生态环境的需求日益升级与多元化，但目前鲜有研究从城市生态环境综合评价层面出发，在统筹生态环境、经济与劳动力空间选择的框架下，系统分析城市生态环境如何作用于劳动力流动决策。鉴于此，本文将结合理论分析和实证检验，重点沿着“生态环境→经济驱动（就业机会和收入）→流动决策”的因果链条，揭示劳动力空间选择背后的环境驱动逻辑，以期对现有研究形成有益补充。

一、理论分析和研究假说

1. 理论分析

根据 Rosen-Roback 模型，劳动力在城市间的空间选择可以被看作在预算约束下，选取能实现自身效用最大化的过程，该效用取决于工资、房租以及由城市环境构成的宜居性组合。良好的生态环境作为最公平的公共产品，是宜居性的重要组成部分。本文参考效用最大化理论和离散选择模型，对城市生态环境与劳动力流动决策之间的关系进行理论分析。

假设存在一个由 M 个城市构成的开放体系，城市 m ($m=1, 2 \cdots M$) 内部不存在空间差异，任何流入城市 m 的劳动力 i ($i=1, 2 \cdots I$) 均面临相同的工资 W_m 、房租 R_m 和生态环境水平 E_m 。同时，假定劳动力在城市间流动的成本为零，即劳动力 i 在不同城市间可以完全流动。将劳动力 i 进入城市 m 获得的效用记为 U_{im} ，它取决于该劳动力在城市 m 中的复合商品消费量 X_{im} 、住宅土地消费量 H_{im} 以及城市生态环境质量 E_m 。那么，劳动力 i 选择流入城市 m 后所获得的效用水平 U_{im} 可由式（1）给出：

$$U_{im} = U(X_{im}, H_{im}, E_m) \quad (1)$$

良好的城市生态环境对劳动力效用具有多方面积极影响。它不仅有利于劳动者的身心健康，提高工作效率与有效劳动供给水平，还能促进社会资本积累，从而增加劳动力的经济与非经济收益，最终提升其效用水平。此外，城市良好的生态环境也有助于发展文化旅游等绿色产业，从消费、就业和增收等方面对劳动力效用产生正向影响。基于上述机制，本文假设城市生态环境 E_m 对劳动力效用具有正向作用，即：

$$\partial U_{im} / \partial E_m > 0 \quad (2)$$

根据经济学中的理性人假设，位于城市 m 的劳动力 i 将在预算约束下实现自身效用最大化。其预算约束关系可表示为：劳动力 i 在城市 m 的复合商品消费 X_{im} 和住宅土地消费 H_{im} 不超过其工资 W_m 。其中，复合商品的价格标准化为 1，房租为 R_m 。那么，该劳动力效用最大化问题可表示为：

$$\text{Max } U(X_{im}, H_{im}, E_m) \quad (3)$$

$$\text{s. t. } R_m H_{im} + X_{im} = W_m \quad (4)$$

与式（3）相关的是间接效用函数 $V(W_m, R_m, E_m)$ ，其隐含假设是位于城市 m 的劳动力 i 总会选择能使其自身效用最大化的消费组合。

由于劳动力在城市间的空间选择面临的备选集是离散的，故本文选用离散选择模型考察劳动力在城市间的流动决策行为。考虑到备选城市的属性存在不可观测的部分，因此，将劳动力 i 在备选城市 m 获取的效用 U_{im} 由确定项效用 $V_{im}(W_m, R_m, E_m)$ 和随机项效用 $\xi_{im}(W_m, R_m, E_m)$ 两部分表示：

$$U_{im} = V_{im}(W_m, R_m, E_m) + \xi_{im}(W_m, R_m, E_m) = V_{im} + \xi_{im} \quad (5)$$

此时，劳动力 i 选择流入城市 m 的概率为：

$$P_{im} = P[V_{im} + \xi_{im} \geq V_{ij} + \xi_{ij}, \forall j \neq m] = P[\xi_{im} - \xi_{ij} \geq V_{ij} - V_{im}, \forall j \neq m] \quad (6)$$

^① 孙伟增、张晓楠、郑思齐 《空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究》，《经济研究》2019年第11期；Yu Qin, Hongjia Zhu, “Run Away? Air Pollution and Emigration Interests in China,” *Journal of Population Economics*, Vol. 31, No. 1, 2017, pp. 235–266。

假设效用函数 U_{im} 的随机项 ξ_{im} 均独立同分布于 Gumbel 分布，则劳动者 i 去城市 m 的概率为：

$$P_{im} = \frac{\exp(-V_{im})}{\sum_{m=1}^M \exp(-V_{im})}, \quad \forall m \quad (7)$$

在不考虑生态环境外部性的情况下，将以上概率函数 P_{im} 对城市 m 的生态环境质量 E_m 进行求导：

$$\frac{\partial P_{im}}{\partial E_m} = \frac{\exp(-V_{im}) \times \sum_{j \neq m} \exp(-V_{ij})}{[\sum_{m=1}^M \exp(-V_{im})]^2} \times \frac{\partial V_{im}}{\partial E_m}; \quad j = 1, 2 \dots M, j \neq m \quad (8)$$

根据以上结果，式（8）等号右侧乘号前的部分恒为正，由前文分析可知 $\partial U_{im}/\partial E_m > 0$ ，即 $\partial V_{im}/\partial E_m > 0$ ，可得 $\partial P_{im}/\partial E_m > 0$ ，即城市生态环境的改善会提高劳动力向该城市流入的概率。

基于以上分析，本文提出如下假说：

假说 1：城市生态环境改善对劳动力流动决策具有促进作用，生态环境质量越高的城市，对劳动力的吸引力越强。

2. 作用路径分析

理论分析表明，不同城市在生态环境供给水平上的差异，将通过影响劳动力个体在不同城市间所获得的效用，最终影响其跨区域流动决策。本文认为，城市生态环境能够通过增加当地就业机会和提升居民收入水平，提高劳动力流入后的效用水平，从而吸引劳动力流入。

（1）城市生态环境与就业机会

城市生态环境建设与治理能够扩大就业岗位，提升劳动力流入的概率。这一机制主要体现在以下两方面：一方面，城市生态环境治理具有显著的岗位创造效应，具体表现在三个层次：一是直接创造生态环境建设与维护类岗位。在生态环境质量成为经济发展硬约束的背景下，生态修复、污染治理与日常维护等需求持续增加，催生了对相关岗位的稳定需求。二是间接促进生态产业发展，拓展就业新领域。为推进生态文明建设与生态产品价值实现，各地涌现出一批与生态资源深度融合的新型产业形态，包括林下经济、生态种植等物质产品供给型产业，生态旅游、生态康养等服务型产业，农文旅融合等生态复合型产业以及碳汇交易、排污权交易等调节服务型生态产业。此外，生态环境优良的城市更容易吸引精密仪器、生态加工、高端医疗等对环境质量敏感的企业入驻。这些生态产业在产业链各环节创造了多样化的就业岗位。三是推动产业链上下游协同，衍生更多就业机会。例如，生态文旅的发展依赖餐饮、住宿、交通等生活性服务业支撑；生态农业则需要生态物流、绿色认证、绿色金融等生产性服务配套，从而进一步扩大就业容量。另一方面，良好的生态环境有助于提升劳动力供给质量和劳动生产率，帮助企业提高经济效益、降低运营风险，从而增强企业入驻与扩大经营的积极性，进一步创造更多的就业岗位。^① 综上所述，就业岗位的增加为城市吸纳劳动力提供了坚实的产业基础，有助于提升劳动力市场中岗位匹配的效率和质量，从而增强劳动力流入的意愿与动力。具体作用路径如图 2 所示。

基于以上分析，本文提出：

假说 2：城市生态环境改善通过扩大就业岗位、增加就业机会，吸引劳动力流入。

（2）城市生态环境与收入水平提升

就业机会的增加为劳动力进入城市提供了必要的产业载体。收入水平作为关键经济因素，直接影响劳动力的最终流动决策。城市生态环境的改善能够通过提高劳动力的经济收入，为其流入提供直接驱动力。该机制主要体现在以下两方面：

一方面，从劳动力行为转变的角度看，城市生态环境的改善扩大了居民日常休闲娱乐所需的生态开放空间。生态空间可及性的提高显著增加了劳动者的户外游憩活动频率，进而通过提升健康人力资本和社会人力资本两条路径，对劳动力经济收入产生积极影响。具体而言：一是较高的户外活动参与率有助于促进劳动者及其家人的身心健康，不仅能够提高工作效率，还可通过减少缺勤和家属陪护时

^① 吴海涛等，《空气污染与企业进入》，《世界经济》2025年第3期。

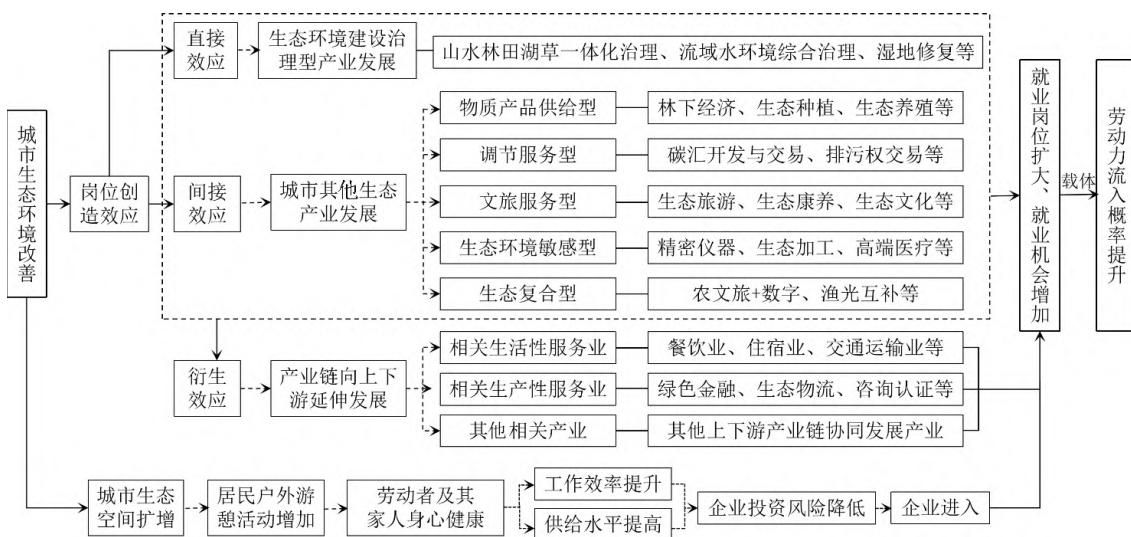


图 2 城市生态环境影响劳动力流动决策的作用路径 (1)

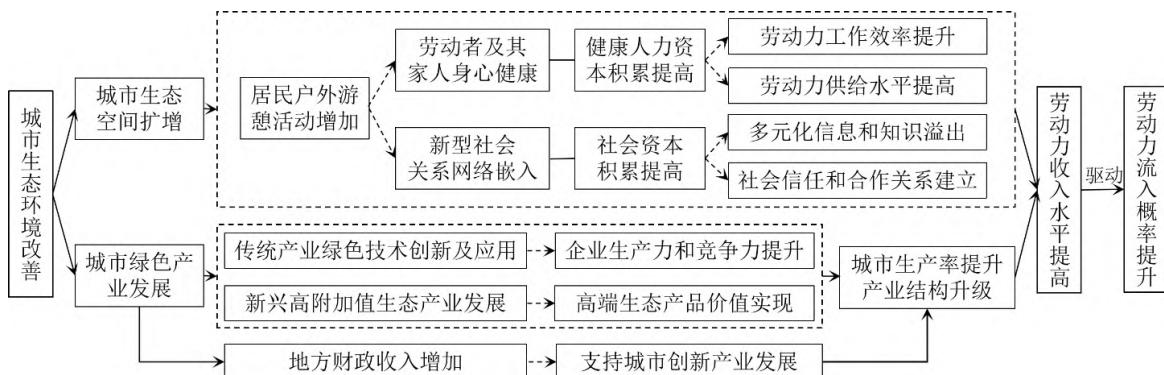


图 3 城市生态环境影响劳动力流动决策的作用路径 (2)

间，增加有效劳动供给，从而为提高收入水平创造条件。^①二是参与户外活动有助于劳动者融入新型社会关系网络。通过与他人的交流互动，劳动者能够获取更多信息与知识溢出，并为建立稳固的信任和协作关系奠定基础。这些社会人力资本要素有助于增强就业竞争力，拓展职业发展通道，从而最终实现收入水平的提高。^②

另一方面，从城市生态环境建设推动绿色产业发展的角度来看，绿色产业的发展有助于提升城市生产率，优化产业结构，进而促进劳动力收入增长。具体路径包括：一是在城市生态环境管控的背景下，传统产业积极开展绿色技术创新与应用，有助于增强企业竞争力，推动城市整体生产率的提高和产业结构的升级，并带动劳动力收入的增长。^③二是依托优良的生态环境发展生态相关产业通常具有

① Rema Hanna, Paulina Oliva, "The Effect of Pollution on Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment in Mexico City," *Journal of Public Economics*, Vol. 127, 2015, pp. 76–91; Xin Zhang, Xiaobo Zhang, Xi Chen, "Happiness in the Air: How does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-Being," *Journal of Environmental Economics & Management*, Vol. 85, No. 9, 2017, pp. 81–94; 蔡乌赶、林晓雯《人口老龄化对家庭碳排放的影响——来自中国微观家庭的证据》，《江南大学学报（人文社会科学版）》2023年第2期；杨俊、盛鹏飞《环境污染对劳动生产率的影响研究》，《中国人口科学》2012年第5期。

② 叶静怡、周畔馨《社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据》，《管理世界》2010年第10期。

③ Chuanhui Wei, Yongji Zhang, Minghui Lan, et al., "How could We Benefit from a Low-Carbon Economy? Evidence from Chinese Regional Labor Markets," *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 71, 2024, pp. 523–537.

较高的附加值，能够提升当地劳动力的收入水平。^① 三是绿色产业发展所带来的税收贡献能够直接充实地方财政，增强政府对创新活动的支持能力，促进城市生产率与收入水平的提高。收入水平的提高会通过经济激励直接推动劳动力向生态环境更优的城市流动。具体作用路径如图 3 所示。

基于以上分析，本文提出：

假说 3：城市生态环境的改善可通过提高劳动力收入水平，吸引劳动力流入。

二、研究设计

1. 模型设定

劳动力流动面临一系列备选城市，假设劳动力 i 选择流入某一城市的效用 m 由如下函数表示：

$$U_{im} = \alpha E_m + X_{im}\beta + C_{im}\gamma + \varepsilon_{im}, i \in \{1, 2, \dots, I\}, m \in \{1, 2, \dots, M\} \quad (9)$$

其中， i 代表劳动力个体， m 表示目的地城市。 U_{im} 为个体 i 在城市 m 获得的效用， E_m 表示城市 m 的生态环境特征， X_{im} 代表个体 i 可选城市 m 的其他特征向量， C_{im} 代表个体 i 流入城市 m 所面临的迁移成本， ε_{im} 为未观测到的随机因素。依据效用最大化原则，劳动力 i 将在 M_i 个备选城市中选择最终流入的城市，其遵循的规则如下：

$$Choice_{im} = \begin{cases} 1, & \text{if } U_{im} \geq U_{ij} \forall j \neq m \\ 0, & \text{if } U_{im} < U_{ij} \exists j \neq m \end{cases} \quad (10)$$

被解释变量 $Choice_{im}$ 是一个二值选择变量， $Choice_{im} = 1$ 表示个体 i 选择到城市 m 就业；反之， $Choice_{im} = 0$ 。由于每个劳动力个体 i 在选择就业城市时均面临备选城市集 M_i ，所以实际可观测的样本总数为 $\sum_i^I M_i$ 。劳动力 i 流入城市 m 的概率可表示为式 (11)。

$$Prob(Choice_{im} = 1) = \frac{\exp(\alpha E_m + X_{im}\beta + C_{im}\gamma)}{\sum_{m=1}^{M_i} \exp(\alpha E_m + X_{im}\beta + C_{im}\gamma)} \quad (11)$$

在研究劳动力城市间流动决策时，一般选用条件 Logit 模型进行估计。^② 本文选择此模型对式 (11) 进行参数估计，估计值反映了城市特征值对城市被选择概率的影响：当估计值为正时，表明参数的增大会提高该城市被选择的概率；参数绝对值的大小反映了影响程度的强弱。

2. 数据和变量说明

(1) 数据来源和样本处理

本文采用覆盖范围广、时间跨度长的中国流动人口动态监测调查数据 (CMDS)，并对原始数据进行以下处理：第一，只保留年龄在 15—64 岁之间、流动原因为“务工”或“经商”的样本；第二，剔除流动范围为“市内跨县”或“跨境”的样本；第三，为缓解幸存者偏差问题，只保留在调查时点流入本地时间不超过一年的样本；^③ 第四，为保证信息的完整性，剔除户籍省份缺失、流动月份缺失的样本。

(2) 备选城市集

理论上，劳动力个体在选择流入城市时可以将所有城市作为备选集合，但这种处理方式将导致模型运算量过大，不利于参数估计。同时，考虑到现实中受地理、信息不对称的制约，个体在流动时倾向于在信息比较充分的城市之间进行选择。本文参考陈家和等的做法^④，利用每年各户籍省份流出人口的去向信息，选取吸纳该省当年 90% 流出人口的城市，构成该省份劳动力个体当年的备选城市集。

^① Ben Gilbert, Ben Hoen, Hannah Gagarin, “Distributional Equity in the Employment and Wage Impacts of Energy Transitions,” *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, Vol. 11, No. S1, 2024, pp. 261–298.

^② 夏怡然、陆铭《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》2015 年第 10 期；孙伟增、张晓楠、郑思齐《空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究》，《经济研究》2019 年第 11 期。

^③ 如 2015 年调查问卷的实施时间为 2015 年 5 月，仅保留在 2014 年 6 月至 2015 年 5 月时间段内发生流动的样本。

^④ 陈家和、吴一平、李鹏飞《城市品牌与流动人口就业选址决策》，《财经研究》2022 年第 5 期。

(3) 变量说明

核心解释变量：本文采用 Xu 等基于中国区域尺度生态环境质量评估模型构建的中国城市 500 米空间分辨率生态环境质量数据集（CHEQ），来衡量各城市的生态环境质量，该数据集最新公布的时间范围为 2001—2021 年。^① 原始栅格数据来源于国家地球系统科学数据中心，本文利用地理信息系统方法将其转化为 2009—2021 年各城市的生态环境质量数据。

控制变量：本文从四个维度选取控制变量，包括城市经济特征、公共服务特征、人口特征以及与迁移成本相关的变量。其中，经济特征包括：经济发展水平，以 2009 年为基期的实际人均 GDP 衡量；工资水平，以 2009 年为基期的实际职工平均工资衡量；失业率，采用登记失业人数占登记失业人数和在岗职工人数总和的百分比衡量；产业结构，采用第二产业增加值和第三产业增加值的比值衡量；房价收入比，采用商品房平均销售价格和职工平均工资的比值衡量。公共服务特征包括：教育资源，以小学生师比衡量；医疗资源，以每万人病床数衡量。人口特征包括人口规模，采用年末户籍人口数衡量。迁移成本相关变量包括：迁移距离成本，以是否属于跨省流动^②这一虚拟变量衡量，若劳动力属于跨省流动，则该变量取值为 1，反之则取值为 0；同乡网络，为降低迁移心理成本，选用备选城市的流动人口中与该劳动力来自相同省份的比例衡量。其中，房价数据来源于国信房地产信息网，其他城市特征数据均来源于 2010—2022 年《中国城市统计年鉴》。各变量的描述性统计见表 1。

表 1 城市特征变量的描述性统计

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
生态环境质量	2556	0.494	0.131	0.114	0.805
人均 GDP	2556	50 556.500	37 876.98	130.743	302 842.400
职工平均工资	2556	32 714.660	8 336.178	13 711.370	83 015.920
失业率	2556	5.832	3.070	0.457	36.142
产业结构	2556	1.238	0.545	0.214	6.473
房价收入比	2556	0.114	0.049	0.039	0.401
小学生师比	2556	16.952	3.140	7.787	26.745
每万人病床数	2556	45.544	16.766	13.519	135.902
年末户籍人口数	2556	449.050	318.813	20.394	3 406.250

在将劳动力个体微观数据和城市宏观数据进行匹配时，首先，为了缓解因反向因果导致的内生性问题，并考虑到城市特征影响的时间滞后性，本文参考刘毓芸等的做法，^③ 对各城市特征变量进行五年求均值处理，这种处理方式在缓解数据缺失的同时，能更准确地反映城市特征对劳动力流动决策的影响。其次，剔除数据缺失严重的城市样本，并对部分缺失值进行插值填补处理，最终确定 284 个地级及以上城市作为研究对象。在个体微观数据中，剔除流向这 284 个城市之外的样本，最终得到 2013—2017 年的微观劳动力个体样本量分别为 24 884、27 578、27 062、17 561 和 16 451 个。最后，将 2013—2017 年处理后的微观个体数据设定为条件 Logit 模型数据结构，并与城市特征数据进行匹配，得到最终回归样本。考虑到实际需要和经济意义，本文对除被解释变量以及比值变量以外的其他城市特征变量进行取对数处理。

^① Dong Xu, Feng Yang, Le Yu, et al., “Quantization of the Coupling Mechanism between Eco-Environmental Quality and Urbanization from Multisource Remote Sensing Data,” *Journal of Cleaner Production*, Vol. 321, 2021, 128948.

^② 考虑到调查问卷中未统计劳动力个体的户籍城市信息，本文选用其“是否属于跨省流动”这一虚拟变量来反映劳动力迁移的距离成本的高低。

^③ 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯 《劳动力跨方言流动的倒 U 型模式》，《经济研究》2015 年第 10 期。

三、实证分析

1. 基准回归

表 2 报告了城市生态环境质量对劳动力流动决策影响的基准回归结果。由于条件 Logit 模型在设定时已包含个体固定效应，本文未再额外控制劳动力的个体特征及流入城市特征。^① 从第（1）至（3）列逐步加入控制变量的估计结果可见，核心解释变量的系数方向和统计显著性均保持稳定，表明城市生态环境质量对劳动力流入具有显著的促进作用。这意味着，在控制其他因素后，劳动力更偏好选择生态环境更优的城市作为目的地，反映了此类城市在吸引劳动力资源方面具备竞争优势。此外，本文依据劳动力的技能水平对样本进行区分，^② 以考察城市生态环境对不同群体影响的异质性。表 2 第（4）（5）列的回归结果表明，城市生态环境对高技能与低技能劳动力群体的流入决策均存在显著正向影响，说明生态环境建设是吸引劳动力资源的重要因素。进一步比较可见，高技能劳动力在选址决策中对城市生态环境更为敏感，反映该群体在选择流入地时更加注重当地的生态环境品质。这一结果说明，在知识经济不断发展、人才需求日趋高级化和多样化的背景下，区域内生态环境质量在人才流动中的重要性持续提升。

表 2 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	仅控制核心解释变量	引入部分控制变量	引入全部控制变量	低技能劳动力样本	高技能劳动力样本
Ln 生态环境质量	0.111 *** (0.038)	1.420 *** (0.055)	1.525 *** (0.059)	1.352 *** (0.064)	2.202 *** (0.154)
小学生师比		0.061 *** (0.001)	0.069 *** (0.001)	0.066 *** (0.001)	0.088 *** (0.004)
Ln 每万人病床数		0.741 *** (0.015)	0.647 *** (0.015)	0.581 *** (0.016)	1.136 *** (0.040)
Ln 人均 GDP		0.262 *** (0.010)	0.532 *** (0.011)	0.512 *** (0.011)	0.541 *** (0.029)
失业率		-0.037 *** (0.002)	-0.062 *** (0.002)	-0.062 *** (0.002)	-0.057 *** (0.004)
Ln 职工年平均工资		-0.273 *** (0.023)	0.105 *** (0.023)	0.051 ** (0.024)	0.469 *** (0.064)
产业结构		0.000 (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.006 *** (0.000)
Ln 年末户籍人口数		0.484 *** (0.005)	0.485 *** (0.006)	0.451 *** (0.006)	0.700 *** (0.017)
房价收入比		-0.032 (0.073)	0.493 *** (0.072)	0.610 *** (0.077)	-0.097 (0.204)
是否跨省			-0.211 *** (0.023)	0.009 (0.026)	-1.288 *** (0.050)
同乡关系				0.019 *** (0.000)	0.017 *** (0.001)
Observations	5 691 962	5 691 962	5 691 962	4 901 200	790 762
Pseudo R ²	0.0000	0.0311	0.0672	0.0562	0.1616
Log pseudolikelihood	-428 765.61	-415 451.14	-399 953.18	-346 673.03	-51 511.586

说明： *** 表示在 1% 的水平下显著， ** 表示在 5% 的水平下显著， * 表示在 10% 的水平下显著。括号内数值为聚类到个体层面的稳健标准误，下同。

^① 孙伟增、张晓楠、郑思齐《空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究》，《经济研究》2019年第11期。

^② 如果劳动力受教育程度为大学专科及以上，属于高技能群体，反之为低技能群体。

2. 内生性和稳健性分析

为缓解因反向因果导致的内生性问题，本文将城市特征变量与微观个体数据进行匹配，并采用五年移动平均方法构造前定变量。然而，遗漏变量仍可能导致估计偏误。为此，本文进一步选取各城市年累计降水量作为城市生态环境质量的工具变量。该工具变量由气象自然条件外生决定，在一阶段回归中控制城市固定效应后，对劳动力流入基本无直接影响，满足工具变量的外生性假定；同时，城市生态环境质量在很大程度上受地区累计降水影响，工具变量与内生变量之间存在显著相关性，满足相关性要求。表3第(1)列报告了基于该工具变量的两阶段回归结果：城市生态环境对劳动力流入依然存在显著正向影响，与基准回归结论一致，进一步验证了基准结果的稳健性。

表3 内生性和稳健性回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工具变量回归结果	更换核心解释变量	更换解释变量滞后期	引入其他控制变量	剔除特殊城市样本
Ln 生态环境质量	0.068 *** (0.001)		1.493 *** (0.058)	1.285 *** (0.063)	1.159 *** (0.085)
LnPM _{2.5}		-0.474 *** (0.014)			
Ln 归一化植被指数		0.409 *** (0.062)			
小学生师比	0.716 *** (0.015)	0.069 *** (0.001)	0.069 *** (0.001)	0.064 *** (0.001)	0.039 *** (0.002)
Ln 每万人病床数	0.549 *** (0.011)	0.588 *** (0.015)	0.646 *** (0.015)	0.759 *** (0.017)	0.690 *** (0.021)
Ln 人均 GDP	-0.062 *** (0.002)	0.574 *** (0.011)	0.533 *** (0.011)	0.467 *** (0.011)	-0.057 *** (0.011)
失业率	0.184 *** (0.023)	-0.063 *** (0.002)	-0.062 *** (0.002)	-0.057 *** (0.002)	-0.046 *** (0.002)
Ln 职工年平均工资	-0.003 *** (0.000)	0.050 ** (0.022)	0.102 *** (0.023)	-0.005 (0.024)	0.665 *** (0.034)
产业结构	0.474 *** (0.006)	-0.003 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)
Ln 年末户籍人口数	0.038 (0.075)	0.582 *** (0.006)	0.485 *** (0.006)	0.506 *** (0.006)	0.388 *** (0.008)
房价收入比	-0.228 *** (0.023)	0.343 *** (0.075)	0.502 *** (0.072)	0.358 *** (0.073)	0.994 *** (0.076)
是否跨省	0.018 *** (0.000)	-0.194 *** (0.023)	-0.211 *** (0.023)	-0.210 *** (0.023)	-0.282 *** (0.027)
同乡关系	2.795 *** (0.079)	0.019 *** (0.000)	0.019 *** (0.000)	0.019 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)
是否沿海城市				0.137 *** (0.011)	
是否北方城市				-0.111 *** (0.009)	
Observations	5 691 962	5 691 962	5 691 962	5 691 962	2 076 080
Pseudo R ²	0.0680	0.0678	0.0672	0.0676	0.0269
Log pseudolikelihood	-399 592.38	-399 695.76	-399 963.28	-399 787	-197 985.28

除此之外，本文还采用以下五种方法进行稳健性检验：第一，更换核心解释变量。借鉴姜明栋等

的研究^①。本文选用归一化植被指数(NDVI)和PM_{2.5}年均浓度分别衡量城市的生态状况和环境质量。其中,NDVI数据来源于美国国家航空航天局(NASA)定期发布的MOD13A3数据集,PM_{2.5}年均浓度数据来源于达尔豪斯大学大气成分分析组,通过GIS方法,将栅格数据转换为各城市的NDVI和PM_{2.5}年均浓度。表3第(2)列回归结果显示,城市PM_{2.5}对外来劳动力流入存在显著负向影响,而NDVI则表现为显著促进作用,说明生态环境的改善有利于吸引劳动力流入,与基准回归结果一致。第二,更换解释变量滞后期。考虑到劳动力跨市流动通常存在认知时滞、决策时滞与行动时滞,且滞后期长度具有不确定性,本文将五年均值改为三年均值重新检验。结果如表3第(3)列所示,与基准回归结论一致。第三,引入其他控制变量。进一步控制流入地城市“是否属于沿海城市”^②以及“是否属于北方城市”^③这两个变量,回归结果见表3第(4)列,核心变量依然显著。第四,剔除特殊城市样本。考虑到省会城市、直辖市在人口规模、经济水平和公共服务等方面与一般城市存在较大差异,为排除其可能对回归结果造成的干扰,将这类样本剔除后重新进行回归。结果如表3第(5)列所示,核心解释变量的符号与显著性均未发生变化,进一步支持基准回归结果的稳健性。第五,调整备选城市集范围。本文通过逐步缩减备选城市范围重新进行回归,发现在删除任意备选城市后,核心解释变量的系数符号、显著性及绝对值均保持稳定,与前述结论基本一致,从而进一步验证了结果的稳健性。

3. 作用路径分析

为检验城市生态环境影响劳动力流动决策的作用机制,本文构建如下中介效应模型:

$$\ln Income_{itm} = \lambda + \alpha E_{mt} + X_{itm}\beta + C_{itm}\gamma + \sum_{t=2015}^{2017} \eta_t year_t + \varepsilon_{itm} \quad (12)$$

$$\ln Job_{mt} = \lambda + \alpha E_{mt} + X_{mt}\beta + \sigma_t + \delta_m + \varepsilon_{mt} \quad (13)$$

其中,式(12)的被解释变量 $\ln Income_{itm}$ 表示劳动力*i*在年份*t*流入城市*m*的经济收入对数,该指标采用2014—2017年问卷并进行1%水平的缩尾处理以排除异常值的干扰。式(13)中的被解释变量 $\ln Job_{mt}$ 是城市*m*在第*t*年的就业机会的对数值,以各城市当年新增注册企业数量衡量,原始数据来源于工商企业注册信息。本文对该数据进行以下整理:首先,根据企业名称和注册地址信息,使用百度地图地理编码接口获取各企业的经纬度信息,并结合中国2021年行政区划判断各企业所在地信息,从而汇总得到2013—2021年各城市总体层面的新增企业进入($\ln Job_total$)数据;二是为了进一步考察城市生态环境对就业机会的影响,本文分别汇总得到2013—2021年各城市制造业($\ln Job_manu$)和服务业($\ln Job_serv$)层面的新增注册企业数量数据,并根据国家统计局最新印发的高技术产业分类表,筛选出所属行业为高技术产业的企业($\ln Job_hightech$)数据,汇总得到了2013—2021年各城市层面的新增高技术企业注册量数据。两个公式中核心解释变量 E_{mt} 均表示在年份*t*流入城市*m*的生态环境特征。

表4第(1)至(5)列汇报了作用路径的检验结果。第(1)列显示,城市生态环境的改善通过提高劳动者个体收入,显著提高劳动者流入概率,验证了“生态环境改善—收入提升—劳动力流入”这一路径。第(2)列结果显示,生态环境改善有助于激发创业活力、创造更多就业机会,进而吸引劳动力流入,表明存在“生态环境改善—就业增加—劳动力流入”的传导机制。为辨析就业机会的行业来源,本文分别对制造业与服务业企业进入进行回归。第(3)(4)列结果表明,生态环境改善对两类行业企业进入均具有显著促进作用,且对服务业的影响更大。这可能源于制造业企业更注重传

^① 姜明栋、周昊、王奇《生态环境质量对城市经济效率的影响效应研究》,《城市问题》2022年第1期。

^② 如果备选城市所在省份或直辖市为北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,则将该城市视为沿海城市,变量取值为1,否则为非沿海城市,变量取值为0。

^③ 如果备选城市所在省份或直辖市为黑龙江、吉林、辽宁、北京、天津、河北、新疆、内蒙古、宁夏、山西、山东、青海、甘肃、陕西、河南,则将该城市视为北方城市,变量取值为1,否则为南方城市,变量取值为0。

统经济因素，相对弱化了生态环境的影响。^① 考虑到服务业具有较强的就业吸纳能力，^② 其将成为吸引劳动力流入的主要领域。最后，第（5）列针对高技术产业的回归结果显示，生态环境对高技术企业进入的促进作用远大于全行业样本。这不仅为收入提升机制提供了直接证据，也由于高技术企业是高技能劳动力的主要就业载体，从侧面支持了基准回归中高技能劳动力对生态环境更敏感的结论。

表 4 作用路径检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>LnIncome</i>	<i>LnJob-total</i>	<i>LnJob_manu</i>	<i>LnJob_serv</i>	<i>LnJob_hightech</i>
Ln 生态环境质量	0.438*** (0.010)	2.305*** (0.635)	1.742** (0.735)	1.872*** (0.665)	3.884*** (1.027)
控制变量	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
个体效应	否	是	是	是	是
Observations	553 579	2556	2556	2556	2546
Log pseudolikelihood	-359 721.71	/	/	/	/
Within R ²	/	0.5763	0.5031	0.5545	0.7968

4. 异质性分析

在城镇化进程整体趋缓的背景下，城市对存量劳动力资源的竞争日趋激烈。本文从劳动力空间流动形式、城市中心—外围结构、城市规模以及信息传递机制等维度，考察城市生态环境对劳动力流入影响的异质性特征。具体回归结果见表 7。结果显示，在不同情境下，城市生态环境对劳动力流动的促进作用差异主要体现在不同群体对生态环境敏感程度的差异上。

（1）劳动力空间流动形式的异质性

近年来，中国城—城流动人口规模显著扩大，增速明显加快。由表 5 可见，2020 年中国乡—城流动人口为 2.49 亿人，占总流动人口的 66.22%；城—城流动人口达 0.82 亿人，占比 21.81%，较 2010 年增加 0.39 亿人，增量近乎为 2000—2010 年的两倍。从增速来看，2010—2020 年城—城流动人口增长 90.70%，显著高于乡—城流动人口的 74.13%，扭转了此前十年其增速相对滞后的局面。同时，考虑到现行统计口径以户籍所在地作为人口流出地的判定依据，城—城流动人口的实际规模很可能高于统计值。可见，尽管乡—城流动人口仍占主导地位，但随着中国城镇化进程整体放缓，其增长动力正在减弱。未来，城—城流动有望逐步成为人口迁移的主流形式。现有研究表明，城—城流动人口在受教育程度、职业层次、社会保障和住房条件等方面均优于整体流动人口。^③ 与乡—城流动相比，城—城流动人口不仅关注预期收入，也更注重职业发展空间和宜居的生活环境，这意味着劳动力流动的驱动机制正在发生重要变化。为此，本文检验了城市生态环境对不同流动形式劳动力决策的异质性影响。具体地，本文将样本划分为城—城流动和乡—城流动^④ 两组进行回归，结果如表 7 第（1）（2）列所示。可以看出，良好的城市生态环境对城—城流动劳动力具有显著吸引力，而对乡—城流动群体的影响相对较弱。

^① 吴海涛等《空气污染与企业进入》，《世界经济》2025 年第 3 期。

^② 夏怡然、陆铭《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》2015 年第 10 期；柴志贤、任来贺《基于中心城市偏向的城市功能与产业发展失衡问题研究——以长江经济带为例》，《财经论丛》2024 年第 1 期；Enrico Moretti, “Local Multipliers,” *American Economic Review*, Vol. 100, No. 2, 2010, pp. 373–377。

^③ 王婧雯等《城—城流动人口统计口径的改进与新口径下的流动特征和影响因素》，《地理科学进展》2023 年第 3 期。

^④ 如果劳动力户籍所在地所处的地理位置属于区县及以上城市（包括区县、地级市、省会城市和直辖市），且现住地类型为“居委会”，则定义为属于“城—城流动”群体，反之，如果户籍所在地所处的地理位置属于农村或者乡镇，且现住地类型为“居委会”，则定义为属于“乡—城流动”群体。

这表明，城—城流动劳动力更加重视流入地的生态环境质量。

表 5 中国乡—城流动、城—城流动人口规模变化及增速（单位：亿人）

空间流动形式	2000	占总流动人口比重	2010	占总流动人口比重	2020	占总流动人口比重	2000—2010		2010—2020	
							增量	增速	增量	增速
乡—城流动	0.53	51.96%	1.43	64.71%	2.49	66.22%	0.9	169.81%	1.06	74.13%
城—城流动	0.21	20.59%	0.43	19.46%	0.82	21.81%	0.22	104.76%	0.39	90.70%
总计	0.74	72.55%	1.86	84.16%	3.31	88.03%	1.12	151.35%	1.45	77.96%

数据来源：作者参考程梦瑶等的推算结果绘制。^① 其中，流动人口空间流动形式依据流出地和流入地的城乡类型划分。

（2）城市中心—外围层级异质性

现阶段，中国流动人口呈现向城市群外围城市扩散的趋势。如表 6 所示，2010—2020 年，京津冀和长三角城市群核心城市的流动人口占比分别下降 11.51% 和 7.54%，而外围城市的占比则分别上升 11.51% 和 7.54%。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》明确提出“以城市群、都市圈为依托促进大中小城市和小城镇协调联动、特色化发展，使更多人民群众享有更高品质的城市生活”^②，表明未来我国城市群发展的重要任务是优化城市群内部人口的空间布局。在此背景下，本文基于劳动力流入城市的中心—外围层级属性进行分组回归，回归结果见表 7 第（3）（4）列。结果显示，核心解释变量仅对外围城市劳动力流动具有显著正向影响，表明外围城市可通过改善生态环境增强对劳动力的吸引力。这可能是因为外围城市在承接来自核心城市产业与服务功能的同时，凭借毗邻核心城市的区位优势，以更低的生活成本和更宜居的环境吸引劳动力迁入。值得关注的是，城市生态环境对外围城市劳动力流动的影响更大，说明加强生态环境保护与建设能够显著增强外围城市的人口吸引力，这对推动城市群内部协调联动发展、实现高品质城市建设目标具有重要的政策启示。

表 6 中国三大城市群核心城市与外围城市流动人口占城市群总流动人口比重变化情况（单位：人）

城市群	城市经济区位	2010		2020		2010—2020
		核心城市	外围城市	核心城市	外围城市	
京津冀	核心城市	16 993 006	70.15%	23 624 713	58.64%	-11.51%
	外围城市	7 230 193	29.85%	16 659 670	41.36%	11.51%
	合计	24 223 199	100%	40 284 383	100%	0
长三角	核心城市	23 238 926	49.67%	28 390 722	42.13%	-7.54%
	外围城市	23 551 778	50.33%	39 002 145	57.87%	7.54%
	合计	46 790 704	100%	67 392 867	100%	0
珠三角	核心城市	14 662 406	46.75%	25 612 592	51.20%	4.45%
	外围城市	16 700 822	53.25%	24 415 990	48.80%	-4.45%
	合计	31 363 228	100%	50 028 582	100%	0

数据来源：作者根据第六次全国人口普查数据和第七次全国人口普查数据绘制。

（3）城市规模异质性

现阶段，全国人口流动整体呈现向大城市集聚的态势，而多数中小城市面临人口净流出的发展困境。据统计，2010—2020 年，中国出现人口减少的城市数量从 91 个增加至 135 个，其中中小城市达 114 个，占比超过 80%。与此同时，中小城市也表现出明显的人口回流率，且回流人口的学历结构显

① 程梦瑶、段成荣 《迁徙中国形态得到进一步确认》，《人口研究》2021 年第 3 期。

② 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》，北京：人民出版社，2021 年，第 77 页。

著优于原有人口。^① 本文根据劳动力流入地的城市规模进行分组回归，检验城市生态环境对不同规模城市劳动力流动的影响。表 7 第（5）（6）列的回归结果显示，核心解释变量对两类城市的劳动力流动决策均存在显著正向影响，表明无论城市规模大小，良好的生态环境均能有效吸引劳动力流入。不过，城市生态环境对中小城市劳动力流动的影响效应大于大城市，说明中小城市可依托生态环境优势增强人口吸引力。

（4）信息传递异质性

考虑到生态环境属于不可移动品，具有空间固定属性，其对劳动力流动的影响在很大程度上取决于外来劳动力能否通过有效渠道获取流入地的生态环境质量信息。因此，本文进一步探讨信息传递在生态环境影响劳动力流动过程中的作用，以深化对前述机制的理解。具体操作上，本文借鉴陈家和等^②，以 IPv4 地址占比作为信息化水平的代理指标^③，根据其中位数将各户籍省份划分为信息化发展水平较高和较低两组分别进行回归。表 7 第（7）（8）列回归结果显示，无论劳动力来源地的信息化水平高低，城市生态环境均对劳动力流入具有显著吸引力；然而，对信息化水平较高省份的劳动力，生态环境的影响效应更明显。本文认为，信息化水平的提高增强了劳动力获取和处理信息的能力，更高效的信息传递有助于降低劳动力跨地区流动中的信息不对称，使劳动力能够更全面地评估城市环境。以上结果表明，加快信息传递能够强化城市生态环境对劳动力流动的积极影响，从而有利于城市将生态环境优势转化为劳动力资源竞争优势。

表 7 异质性分析

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	城—城流动	乡—城流动	核心城市	外围城市	中小城市	大城市	高信息化	低信息化
Ln 生态环境质量	2. 663 *** (0. 356)	1. 675 *** (0. 140)	0. 379 (0. 241)	1. 922 *** (0. 132)	3. 274 *** (0. 112)	1. 205 *** (0. 068)	1. 782 *** (0. 082)	0. 985 *** (0. 086)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	119 713	888 754	1 253 647	1 376 777	1 187 357	4 504 605	3 886 064	1 805 898
Pseudo R ²	0. 1624	0. 1279	0. 3833	0. 1591	0. 1000	0. 1539	0. 0838	0. 0597
Log pseudolikelihood	-8415. 9779	-60 627. 133	-58 684. 278	-86362. 927	-78 132. 429	-289 322. 92	-241 302. 29	-155 524. 81

四、进一步分析

前文分析已证实，城市生态环境质量的提高对劳动力流入具有显著促进作用。然而，这一影响是否随时间推移呈现动态特征？此外，生态环境是否会对邻近城市的劳动力流动产生空间溢出效应？对上述问题的探讨，不仅有助于进一步深化对二者关系的理论认知，也能从时空维度为中国城市生态环境治理与建设提供更具针对性的政策参考。

1. 时间动态效应分析

根据本文统计，随着中国生态环境治理体系的持续完善，城市生态环境质量指数均值从 2012 年的 0.478 逐年提升至 2017 年的 0.492。在这一现实背景下，城市生态环境对劳动力流动影响的动态特征尤其值得关注。本文分年份对基准模型进行回归，结果如表 8 第（1）至（5）列所示。回归结果表明，城市生态环境对劳动力流动的影响随时间推移呈现非线性波动特征。具体而言，2015 年和

^① 江曼琦、卢星宇《流失中的增长：中小城市人口流动与经济增长收敛研究》，《现代经济探讨》2024年第7期。

^② 陈家和、吴一平、李鹏飞《城市品牌与流动人口就业选址决策》，《财经研究》2022年第5期。

^③ 数据来源：中国互联网络信息中心（CNNIC）发布的《中国互联网络发展状况统计报告》。

2016 年，生态环境对劳动力流动的促进效应最为显著；2017 年，核心解释变量的回归系数虽高于 2013 年和 2014 年，但较前两年有明显下降。通过对比生态环境变量与人均 GDP 变量系数的变化发现，2017 年劳动力在流动决策中对城市生态环境因素的相对重视程度有所下降。这一现象可能源于城市生态环境质量的持续改善，使劳动力对良好环境的可获得性与预期不断提高，受边际效用递减规律的影响，其带动劳动力流入的增量效应有所减弱。这表明，城市生态环境对劳动力流动的影响处于动态变化之中，政府应以动态视角审视二者关系，并灵活调整政策以实现社会福利与经济效益的最大化。

2. 空间邻近效应分析

生态环境作为典型的公共产品，其影响不仅限于本地，还可能超越地理边界，对周边城市的经济主体行为产生跨区域影响。因此，本文进一步考察城市生态环境是否通过地理空间邻近效应影响劳动力流动决策。具体地，本文以同一年份各城市周边其他城市的加权平均生态环境质量作为地理邻近效应的度量指标，并将其纳入基准回归模型。表 8 第（6）（7）列分别报告了基于 0—1 邻近矩阵和地理嵌套 0—1 邻近矩阵的回归结果。结果显示，地理邻近城市的生态环境质量对本地劳动力流入具有显著正向影响。这一效应可能源于两方面机制：一方面，邻近城市的生态收益易于向外溢出，加之交通日益便捷，劳动力可以较低成本享受周边城市的生态环境，间接提升了本地的绿色福利水平，从而影响劳动力选址决策；另一方面，周边城市生态环境所形成的社会经济成效也会对本地形成竞争压力和示范效应，推动本地改善环境质量，进而增强对劳动力的吸引力。可见，城市生态环境在劳动力流动中表现出显著的地理空间溢出效应，这为推进跨城市生态环境协同治理提供了实证依据。

经济发展水平相近的城市在吸引劳动力方面可能存在更直接的竞争关系，本文继续检验城市生态环境是否通过经济空间邻近效应影响劳动力流动。我们以城市间人均 GDP 差值绝对值的倒数衡量经济邻近程度，数值越大表明两城市的经济水平越接近，据此构建经济邻近城市的生态环境质量加权平均指标，并将其纳入基准模型。表 8 第（8）列的回归结果显示，经济邻近城市的生态环境对本地劳动力流入具有显著负向影响，表明生态环境的改善在经济水平相似的城市间主要呈现竞争效应。这一结果提示，城市应积极推进生态环境治理，以在劳动力资源竞争中构建差异化优势。

表 8 进一步分析：时间动态效应和空间邻近效应

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	2013	2014	2015	2016	2017	0—1 邻近	地理嵌套 0—1 邻近	经济邻近
Ln 生态环境质量	1. 097 *** (0.130)	0. 909 *** (0.117)	2. 017 *** (0.122)	2. 327 *** (0.150)	1. 259 *** (0.153)	1. 164 *** (0.069)	0. 372 *** (0.072)	1. 448 *** (0.059)
Ln 邻近效应						0. 697 *** (0.071)	1. 997 *** (0.075)	-1. 448 *** (0.128)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	1 297 237	1 405 035	1 385 295	829 019	775 376	5 691 962	5 691 962	5 691 962
Pseudo R ²	0. 0575	0. 0629	0. 0616	0. 0980	0. 0799	0. 0673	0. 0680	0. 0674
Log pseudolikelihood	-89 577. 473	-98 258. 774	-96 263. 582	-58 754. 493	-56 261. 558	-399 908. 08	-399 598. 26	-399 886. 28

五、结论和启示

本文将城市生态环境与劳动力流动纳入统一分析框架，基于时间跨度较大的 CHEQ 数据与全样本劳动力群体，从生态环境助推经济动能转化的视角揭示了劳动力空间选择的环境动因，并在城市发展与时空维度上拓展了相关研究边界。研究发现，城市生态环境改善能够显著促进劳动力流入，且对

高技能劳动力的吸引力尤为突出，其作用机制主要体现为服务业就业机会的增加和部分依托高技术产业发展带来的收入提升。异质性分析表明，该效应对城市群外围城市、中小城市以及城—城流动群体更为明显，且劳动力信息获取能力的增强会进一步强化这一影响。进一步分析显示，生态环境对劳动力流动的影响呈现波动演变的时序特征，对地理邻近地区具有正向空间溢出效应，而对经济相似地区则表现为竞争效应。

基于以上结论，本文提出如下政策启示：

第一，地方政府应充分重视生态环境建设，以吸引劳动力流入，积极推进生态治理与建设，推动“绿水青山”向“金山银山”的价值转化，不断增强对外来劳动力尤其是高技能人才的吸引力。积极推进生态环境空间与经济发展空间的深度融合，为探索生态保护与经济增长协同共进的发展路径提供实践支撑。

第二，地方政府应顺应城—城流动是人口流动主导形式的趋势，构建以优质生态环境为核心竞争力的竞争策略，提升劳动力资源吸引力。城市群外围城市和中小城市应积极发挥其生态环境的作用，拓展社会经济发展新空间，助力大中小城市协调联动与高品质城市建设。在知识与信息时代，充分借助信息技术加强城市生态形象宣传，拓宽外来劳动力获取生态质量信息的渠道，增强其对本地环境的认知与偏好。

第三，政府应动态看待生态环境对劳动力流动的影响，及时响应可能出现的效应弱化信号，通过优化产业布局、完善公共服务等方式构建多元化、可持续的城市竞争力。同时，秉持区域协同理念，推进跨城市生态环境协同治理，通过打破数据壁垒、共享环境监测资源、设立联合生态基金等机制，提升区域整体环境质量与人口吸引力。在面对经济水平相近城市的竞争时，应主动推进本地生态环境建设，以在劳动力资源竞争中形成差异化优势。

责任编辑：刘雅君