营商环境优化与劳动力流动

——基于就业选址角度的考察

李凯杰 杜志英1

【摘 要】: 本文构造营商环境指标体系,并将 2017 年全国流动人口动态监测调查数据与城市层面特征数据相匹配,利用条件 logit 模型实证检验了营商环境对劳动力流动就业选址的影响。结果表明,营商环境优化对劳动力流入起正向促进作用。异质性分析发现,营商环境优化对 45 岁以上已婚女性、低学历劳动力、技术类劳动力的城市就业选择行为影响更大。进一步研究发现,良好的营商环境通过强化工业竞争力,提高劳动力就业选择概率;城市落户门槛在营商环境对劳动力流动选址的影响中起调节作用。政府应强化营商环境建设,降低落户门槛,搭建统一的劳动力流动信息平台、吸引人才流入、推动城市经济高质量发展。

【关键词】: 营商环境 劳动力流动 就业选址 城市落户门槛

【中图分类号】:F249.27【文献标识码】:A【文章编号】:1000-8306(2022)08-0106-15

一、引言

劳动力合理、公正、畅通、有序的社会性流动,是经济持续健康发展的有力支撑,是社会和谐进步的重要标志。大量研究证实中国的刘易斯拐点已经到来,劳动力流动速度与产业结构调整速度不匹配,导致剩余劳动力与工资上涨将长期共存。^{[1][2]}这种结构性的失调又会导致经济面临农村失业人口增加和工业成本上升的双重压力,减缓由高速发展向高质量发展转变的步伐。习近平总书记在中国共产党的十九大报告中提出,要破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端,为解决劳动力流动时所面临的流动机会不等、流动地域不均、流动渠道狭窄等一系列问题提出的具有针对性的要求。

劳动力的合理流动,有助于缓解结构性失调,减小双重压力下经济下行的风险,实现从高速发展向高质量发展的平稳过渡。引导劳动力要素合理畅通有序流动,激发全社会创造力和市场活力,是当前我国在城市发展进程中亟待解决的问题。第七次全国人口普查数据显示,我国流动人口达 3.76 亿,总人口数为 14.12 亿,流动人口占总人口的比重为 26.63%,大约每 4 个人中就有一个人在流动。但是,如何才能让劳动力合理流动,使资源配置更加优化,这也是地方政府关注的主要问题。有预测结果显示,2050 年我国劳动力人口会下降到 8 亿人左右,并且年龄结构老化,需求大于供给,劳动力抢夺战会愈演愈烈。[3]在"抢人大战"的背后,我们应更多关注的是,如何通过吸引劳动力进入来促进城市发展。

目前,针对劳动力流动和选址的问题,学术界展开了广泛的讨论。黄文彬等(2021)认为,政府土地管制引起的房价波动带来的流动成本的变动是影响劳动力流动的关键因素。^[4]曹晖等(2021)认为,不同城市的代际收入弹性即对公平经济机会的追求是影响劳动力流动的主要原因。^[5]夏怡然等(2015)发现,教育和医疗等公共服务的差异对劳动力流动的影响愈发凸显。^[6]除上

^{&#}x27;作者简介: 李凯杰 (1987—),河南财经政法大学国际经济与贸易学院,副教授。电子邮箱: lkaijie@126.com。杜志英 (1998—),河南财经政法大学国际经济与贸易学院。电子邮箱: dzyh0621@163.com。

基金项目: 国家社会科学基金项目"绿色发展理念下我国出口企业行为调整对就业质量的影响研究"(21BJL100);河南省高校科技创新人才支持计划(人文社科类)(2021-cx-015);河南省高等学校青年骨干教师培训计划(2019GGJS119);河南财经政法大学信和•黄廷方青年学者资助计划;河南财经政法大学华贸金融研究院 2021 年度项目"数字经济赋能中国出口贸易韧性:理论机理及路径选择"的资助

述因素之外,在新时代背景下我国劳动力流动选址决策开始更加关注营商环境等城市"软因素",各城市也逐渐将营商环境视为其吸引人才流入的关键因素。陕西推行"线上税银互动"模式,简化融资审批程序,提高融资效率,为中小微企业取得信贷提供更好的渠道。这有利于充分发挥中小微企业就业创造的能力,从而使劳动力可以获得更多的就业机会。天津实施贸易口岸服务"一站式价格清单",公开透明的收费标准有助于加大企业对外贸易力度,扩大贸易规模,充分发挥出口带来的就业转移效应,提高劳动力收入水平。宁夏银川运用"互联网+教育"、吉林白城推行"换联网+医保",优质的公共服务有助于提高劳动力的生活质量。上海、浙江、江西"12315"政务服务平台的搭建进一步保障了城市工作者的合法权益,在一定程度上降低了劳动力迁移面临的不确定性风险的影响。

营商环境的优化深刻地影响着劳动力要素流动,但现有研究较少关注营商环境优化与劳动力流动的关系。由于缺少对营商环境以及劳动力流动的准确度量,针对营商环境与劳动力流动的经验证据也较少。因此,本文将从就业选址角度关注营商环境与劳动力要素流动之间的关系,利用综合指数较为准确地度量营商环境,并结合丰富的微观流动劳动力数据实证检验营商环境对劳动力流动就业选址的内在关系。这有助于厘清营商环境对劳动力流动选址的理论机制及具体影响,为制定更加有效的政策方针以改善营商环境,引导劳动力合理流动以适应不同地区产业结构,从而在提升流动人口就业质量的同时实现地区经济高质量发展。

二、文献综述

关于人口流动问题的经济学研究最早在希克斯的《工资理论》中被提出,该理论认为人口流动是由经济机会引起的。[7]受地区经济差异的影响,劳动力会向工资水平更高和失业率较低的地区迁移。[8]除此之外,房价的变动也是影响劳动力流动的一大经济因素,但目前还未形成统一的结论。Foote(2016)的研究表明房价下降会吸引劳动力流入。[9]张莉等(2017)的研究发现,房价与劳动力空间配置间呈现出倒"U"形关系,即在一定范围内,房价上涨会对吸引劳动力流入。[10]Diamond(2016)指出,房价波动对不同类型的流动人口存在异质性影响,房价上涨会挤出第二产业劳动者,而对于第三产业劳动者,其高技能劳动力愿意承受更高的住房成本。[11]

然而,在我国经济转型升级的过程中,劳动人民的需求结构发生了巨大改变,流动人口对流入地的要求已经不仅仅局限在经济层面,潜在的法治环境、人文环境等因素都会影响劳动力迁移。"地方品质"成为影响劳动力迁移的另一重要因素,这一概念起源于对气候和美国人口迁移之间关系的研究。[12] 其影响力随着我国经济转型程度加深,涵盖内容也逐步扩大。在同等条件下,空气质量优、生态环境好的城市更容易吸引劳动力流入。[13][14] 地区气温条件在一定范围内对劳动力流入有显著的正向作用。[15] 公共服务水平高的城市更容易受到劳动者的青睐。[16]

现存关于营商环境建设和劳动力流动关系研究的文献,多集中于研究营商环境的某个单一方面对劳动力流动的影响。王海南等(2021)研究发现,财政分权对劳动力流入有显著的正向作用。^[17]余永泽等(2019)研究了高铁开通对劳动力的影响,结果表明,高铁开通通过促进劳动力流动,提升城市人力资本,缩小地区收入差距。^[18]邢春冰等(2013)研究发现,教育回报率高的地区会促进劳动力的流入。^[19]臧新等(2016)的研究发现,FDI 对劳动力有聚集效应,而张伟丽等(2021)的研究证明,融资效率对外地劳动力产生一定的拉力。^{[20][21]}

整体来看,部分研究关注了劳动力流动问题,聚焦经济机会、公共服务、环境质量等因素对劳动力流动的影响,但较少考察营商环境对劳动力流动的影响,也缺少微观层面营商环境影响劳动力流动的经验证据。基于此,本文对营商环境建设与劳动力流动之间的关系进行了理论分析,并且结合李志军等(2019)、"中国城市营商环境评价研究"课题组等(2021)构造我国 272 个地级市的营商环境数据,^{[22][23]}将 2017 年全国流动人口动态监测调查数据与城市层面特征数据相匹配,利用条件 logit 模型实证检验了营商环境对劳动力个体就业选址的影响,通过控制个体固定效应,避免了劳动能力个体特征遗漏变量可能引起的内生性偏误,同时利用工具变量法解决了城市层面缺失变量带来的估计偏误,较好地识别了营商环境对劳动力流动的因果效应。同时,考察了营商环境对不同年龄、性别、技能水平、职业类型等劳动力就业选址的异质性影响。并且进一步利用吴开亚等(2010)计

算的 46 个代表性城市落户门槛指数来分析落户门槛的调节效应。[24]

本文的边际贡献在于: 一是从微观视角揭示了劳动力流动中营商环境的作用。本文的研究有助于丰富劳动力流动的相关研究,为我国劳动力合理流动提供经验证据,推动构建统一劳动力流动市场,促进流动劳动力就业质量提升。二是以劳动力流动为切入点评估了营商环境改善的效应,一方面丰富了营商环境优化的效应评估研究,另一方面有助于厘清经济高质量发展背景下营商环境优化的重要意义,为不断优化营商环境、实现经济高质量发展提供经验借鉴。三是全面地揭示了营商环境影响劳动力流动的异质性,从年龄、性别、技能水平以及职业等角度探讨了营商环境优化对不同劳动力个体流动的差异化影响。

三、理论分析及假说

关于劳动力就业选址研究多关注了经济、自然环境、城市服务等因素的影响,在高质量发展背景下,劳动力迁移和流动方式会逐渐转向高素质人才的双向流动。这一过程中,经济等因素可能仅是一个方面,而作为高质量发展的重要保障,良好的营商环境是留住劳动力、引导劳动资源要素优化配置的重要条件。当前,我国都市圈和城市群的地方政府主要通过奖励和补贴方式吸引高素质人才流入,但其往往忽视人才培育的问题。通过良好的营商环境,让人才能够充分发挥其才能,是未来政府招才引智中需要注意的重要问题。

营商环境是一个综合性的指标,包括政府、人力资源、金融服务、公共服务、市场环境、创新环境等因素。其对劳动力流动的影响体现在多个方面:一是良好的营商环境为劳动力提供了更多的就业机会与更大的晋升空间。优化营商环境有助于激发市场主体创新活力,[26] 扩大生产规模,促进产业结构升级,创造对大规模劳动力特别是高素质人才的需求。二是良好的营商环境能够降低劳动力流动的不确定性风险。劳动力流动受限于对流入城市的收入波动、医疗、健康等不确定性风险,[26] 不确定性风险越高,对劳动力流入的阻碍作用越大。营商环境良好的城市会在一定程度上降低不确定性,吸引劳动力流入。三是良好的营商环境能够为流动劳动力的合法权益提供更有力的保障。良好的营商环境可以提高政府行政效率、健全市民保障体系,而低办事成本和高社会保障又会吸引劳动力流入。综上所述,本文提出假说 1。

假说1:良好的营商环境能够吸引劳动力流入。

于文超等(2019)研究发现,民营企业保持活力的一个重要保障是市场化、法治化的营商环境。[27]营商环境的市场化、法治化程度越高,要素的自由流动程度越高,可以在一定程度上提高现有的资源配置效率。同时,营商环境良好的城市会降低企业的政府审批成本和制度性交易成本,加大创新投入,从而促进企业创新水平的提高。企业资源利用效率和创新水平的提高,会通过增值累积效应促进整个行业的成长。此外,创新作为一种知识密集型"产品",具有一定的溢出效应,会进一步提升城市工业竞争力。城市工业竞争力的提升促进城市工业结构调整,而工业结构存在工资溢价效应又会进一步吸引劳动力流入。

姚先国等(2021)指出,中国劳动力迁移受到以户籍制度为核心的迁移政策的影响,而这些政策变化是对中国经济发展引致新需求的积极反应。^[28]以户籍制度为代表的落户问题会影响流动劳动力就业选址,在营商环境对劳动力就业选址影响中起到调节作用。若营商环境较好且落户门槛低,则营商环境优化对流动劳动力就业选址的促进作用更大;反之,若营商环境较好、落户门槛高,则营商环境优化对流动劳动力就业选址的促进作用就会减弱。综上所述,本文提出假说 2。

假说 2: 良好的营商环境会通过强化城市工业竞争力来提高劳动力就业选择概率。城市落户门槛在营商环境对劳动力流动选址影响中起调节作用。

营商环境对不同类型的劳动力存在异质性影响。相较于老一辈,新生代劳动力受教育程度高,更加偏向技术和资本密集型行业。已婚人员比未婚人员更加注重城市教育和医疗水平的建设。^[20]由于劳动力来源地不同,受来源地营商环境的影响,根据弱偏好公理,劳动者会选择拥有相近或者更高水平营商环境的城市,而不会选择更差营商环境的城市。不同的职业类型对营商环境的

追求也不相同,营商环境主要是通过对企业、产业产生影响进而提升城市对劳动力的吸引力,但是对于那些岗位稳定、福利待遇好、工作保障高的劳动者来说不会产生较大影响,也就不会促使这部分劳动力流动。综上,本文提出假说 3.

假说 3: 营商环境对不同年龄、性别、受教育水平、婚姻状态、来源地营商环境、职业类型的劳动力存在异质性影响。

四、数据与模型构建

(一) 数据来源与处理

1. 营商环境

营商环境是经济主体所处区域的综合环境。关于营商环境评价体系,主要有两种理念。一是世界银行的基于交易成本角度进行测量,将营商环境视为制度软环境,通过测量政府行政审批环节和所需时间来衡量营商环境的优劣;二是引入生态系统,将营商环境视为企业进行投资、融资、生产等一系列经济活动时所面临的一个综合生态系统,指标评价体系包括制度、法治、经济等多种外部环境。[23]鉴于我国制度环境的多元化,以及部分城市已经出台的城市营商环境优化条例所涵盖内容的多元化,本文在参考现有研究后构建我国 272 个地级市营商环境数据。[22][23]营商环境指数包括人力资源、公共服务、市场环境、政府效率、金融服务、创新环境6个一级指标、17个二级指标。数据来源及其权重见表 1。

从我国 272 个地级市营商环境指数的核算结果来看,排名前十的城市多位于东部经济发达地区且基本保持稳中有进的状态,但是与北京和上海的差距依然很大,呈现出明显的断层态势;排名最末的十个城市多位于东北经济不发达地区,且指数标准化值在 3~7 之间,虽然部分城市已经取得一定的进步,但仍与排名前十的城市有较大的差距。可以看出,城市之间的营商环境存在较大的差异,这一差异为本文识别营商环境对劳动力流动就业选址提供了基础。

童玉芬等(2021)的研究指出,我国劳动力从东北地区流出,向东部沿海聚集的空间态势未发生改变,这与营商环境指数东北城市低、东部沿海城市高的分布状况相吻合。^③因此,研究营商环境建设与劳动力流动之间的关系对吸引劳动力合理流动、缩小地区经济差距,具有现实意义。

表1中国城市营商环境指标评价体系

| 一级指标 | 二级指标 | 权重 (%) | 数据来源 |
|-----------|----------------|--------|-----------|
| | 职工平均工资(元) | 40 | |
| 人力资源(0.2) | 普通高等学校在校学生数(人) | 30 | 中国城市数据库 |
| | 年末单位从业人员数(万人) | 30 | |
| | 人均道路面积(平方米) | 15 | |
| 公共服务(0.2) | 生产运营用水(万立方米) | 25 | 中国城乡建设数据库 |
| | 天然气销售气量 (万立方米) | 25 | |

| | 工业用电 (万千瓦时) | 25 | |
|--|-----------------|----|-------------|
| | 医疗卫生服务(张/万人) | 10 | |
| | 人均地区生产总值 (元) | 40 | 中国城市数据库 |
| 市场环境 (0.2) | 固定资产投资总额(万元) | 30 | |
| | 当年实际使用外资金额(万美元) | 30 | |
| 政府效率 (0.15) | 政商关系 | 50 | 中国城市政商关系排行榜 |
| 政府双华(0.13) | 一般预算1内支出(万元) | 50 | |
| 人可···································· | 年末金融机构存款余额 (万元) | 50 | 中国城市数据库 |
| 金融服务 (0.15) | 年末金融机构贷款余额 (万元) | 50 | |
| 创新环境 (0.15) | 发明专利授权量(件) | 50 | 中国城市统计年鉴 |
| 四柳坪堤(0.13) | 科学支出 (万元) | 50 | 中国城市数据库 |

2. 流动人口调查数据

本文经验研究使用数据是 2017 年全国流动人口动态监测调查数据(CMDS)。该数据库调查对象为在流入地居住 1 个月及以上、非本区(县、市)户籍的 15 周岁及以上流入人口。该数据提供了劳动力准确的流入时间,能够细致地分析劳动力流动决策时间点,较好地识别流动劳动力就业选址的因素。考虑到本文关注的是营商环境对流动劳动力就业选址的影响,而流动时间超过一年的样本会由于成本较高而限制其流动,难以识别营商环境在劳动力就业选址中的作用。由此,本文剔除了流入城市时间超过一年的样本。同时,考虑到文章重点考察营商环境对流动劳动力就业选址的影响,保留了流动原因为就业,年龄大于 16 周岁或小于 60 周岁的样本。

(二)模型构建和变量说明

1. 计量模型与核心变量设定

参考孙伟增等(2019)的做法,本文采用条件 logit 模型来识别营商环境对流动劳动力就业选址的影响。[18]具体的模型设定如下:

$$lchoice_{ij} = \alpha_i \times be_j + \beta \times X_j + \varepsilon_{ij}$$

其中,i 表示劳动力个体,j 表示就业地。被解释变量 1choice $_i$ 是二元变量,1choice $_i$ =1 表示流动劳动力 i 到城市 j 就业,1choice $_i$ =0 表示流动劳动力 i 没有到城市 j 就业。每个流动劳动力 i 在就业决策时有多个就业备选城市 N_i (备选城市包含了实际就业选择城市和就业未选择城市),实际就业选择的城市 1choice $_i$ =1、未选择的城市 1choice $_i$ =0。所以,研究中观测值为样本量乘以备选城市数。1be $_i$ 为城市 j 的营商环境指数。1be $_i$ 为城市 j 的其他特征变量。

从理论上来说,流动劳动力就业备选城市可以是全国所有城市,但鉴于信息的不完备,流动劳动力就业选址倾向于信息较为充分的地区。因此,参考现有研究,本文将户籍所在省份 90%的劳动力选择的城市作为该省份劳动力流动就业选址的备选城市集合,^{[13][29]}该备选城市的确定反映了本省 90%的流动劳动力选择最多的就业地。最终确定的每个流动人口备选城市数量范围为 1~56 个,平均城市数量为 32 个。

2. 控制变量

为了更加准确地识别营商环境对流动劳动力就业选址的影响,参考姚先国等(2021)^[28]、孙伟增等(2019)^[13]以及洪俊杰和倪超军(2020)^[29]的做法,本文控制了其他可能影响流动劳动力就业选址的因素,主要包括城市经济、人口房价、公共服务以及环境质量等可能影响城市营商环境的前定变量以及户籍地与流入地城市关系变量。

(1)城市经济、人口、房价等因素,分别利用人均 GDP (pgdp)、第三产业占 GDP 的比重(tr)、年末总人口(pop)、城市年度平均房价(hp)等控制城市经济变量对流动人口就业选址的影响。(2)城市公共服务质量和环境质量。城市公共服务质量分别从教育、医疗和公共交通等方面测度,包括小学教师数(ptn)、公共图书馆藏书数(lbn)、医生数(dn)、公共汽电车客运总数(gn)。环境质量在劳动力迁移中也起着重要作用,利用城市层面的可吸入细颗粒物年平均浓度衡量城市环境质量(eq)。(3)户籍地与备选城市关系,包括空间距离(pd)、文化距离(cd)、社会网络(sn)。空间距离(pd)利用迁出城市与备选城市的地理距离来表示。文化距离(cd)利用户籍地与备选城市的方言距离来表示,根据刘毓芸等(2015)的方法来计算备选城市与户籍城市之间的方言距离。[30]社会网络(sn)重点考察同乡关系的影响,利用就业地流动人口中来自相同省份的比重来表示。变量及描述性统计见表 2。

表 2 变量及描述性统计

| 变量名称 | 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|---------|-----------|-----------|----------|-----------|
| 流动劳动力 | lchoice | 0. 0288 | 0. 1671 | 0 | 1 |
| 营商环境 | be | 25. 6729 | 17. 9214 | 4. 5437 | 79. 3882 |
| | pgdp | 92858. 44 | 96922. 79 | 3020. 27 | 517012. 8 |
| 城市经济水平 | tr | 55. 9487 | 10. 5184 | 27.71 | 80. 56 |
| | P°P | 658. 7798 | 486. 4918 | 21 | 3390 |
| | hp | 12152. 59 | 9132. 545 | 2517. 58 | 48622. 54 |

| | 1bn | 1046. 372 | 1535. 316 | 21 | 7773 |
|-----------|-----|-----------|-----------|--------|----------|
| 城市公共服务 | dn | 23968. 84 | 20192. 84 | 864 | 94417 |
| | gn | 70296. 13 | 83751. 21 | 191 | 335595 |
| 城市环境质量 | eq | 44. 8363 | 15. 6103 | 15 | 87 |
| | pd | 812. 7369 | 831. 939 | 0 | 7659. 02 |
| 流入地与流出地关系 | cd | 2. 0901 | 1.2129 | 0 | 3 |
| | sn | 0. 2952 | 0. 3795 | 0.0005 | 1 |

五、实证结果分析

(一) 基准回归

条件 logit 回归要求每个个体有多个备选城市,该特征控制了个体及流入地的特征,并且能够较好地解决个体遗漏变量以及流入地遗漏变量导致的估计偏误。另外,鉴于条件 logit 回归这一特性,计量回归时将不再控制个体固定效应和流入地固定效应。表 3 第(1)列至第(3)列报告了逐步加入控制变量情况下,营商环境影响流动劳动力就业选址的实证检验结果。

表 3 营商环境影响流动劳动力就业选址的估计结果

| | | | 条 | 件 logit | | | 条件 logit+IV | |
|------|------------------------|------------|-------------------------|-------------|------------------------|--------------|------------------------|-------------|
| | (1) (2) | | 2) | (3) | | (4 | | |
| | choice | dy/dx | choice | dy/dx | choice | dy/dx | choice | dy/dx |
| be | 0. 0187*** (83. 91) | 0. 0043*** | 0. 0108*** (12. 26) | 0. 0023*** | 0. 0633*** (23. 83) | 0.0093*** | 0. 0574*** (11. 60) | 0.0087*** |
| pgdP | | | 8. 47e-07 ***(6. 70) | 1.82e-07*** | 9. 53e07 ***(3. 46) | 1. 41e-07*** | 1.65e-06 ***(4.50) | 2.51e-07*** |
| tr | | | 0. 0019** (2. 57) | 0. 0004*** | 0. 0270*** (26. 50) | 0. 0039*** | 0. 0300*** (30. 07) | 0.0046*** |

| pop | | | 0. 0008*** (28. 40) | 0. 0002*** | 0. 0012*** (21. 88) | 0.0002*** | 0.0011*** (21.26) | 0. 0002*** | |
|-----------------------|------|------|--------------------------|---------------|----------------------------|--------------|----------------------------|--------------|--|
| hp | | | -1.74e-05*** (-11.35) | -3. 73e-06*** | 2. 43e-05 ***(8. 74) | 3. 59e-06*** | 1. 35e-05 ***(5. 08) | 2.06e-06*** | |
| 1bn | | | | | -0. 0001*** (-16. 97) | -0.00002*** | -0.0001*** (-11.30) | -0. 00002*** | |
| dn | | | | | -3. 93e-06 (-1. 48) | -5. 79e-07 | -7. 54e-06* (-1. 83) | -1.15e-06* | |
| gn | | | | | -1. 10e-05*** (-18. 19) | -1.62e-06*** | -8. 80e-06*** (-16. 19) | -1.34e-06*** | |
| eq | | | | | -0. 0136*** (-20. 57) | -0.0020*** | -0. 0136*** (-18. 78) | -0.0021*** | |
| pd | | | | | -0. 0018*** (-53. 55) | -0.0003*** | -0. 0017*** (-53. 48) | -0.0003*** | |
| cd | | | | | -0. 210*** (-32. 88) | -0.0310*** | -0. 214*** (-34. 15) | -0. 0325*** | |
| sn | | | | | 0. 959*** (36. 80) | 0. 141*** | 0.800*** (33.23) | 0. 122*** | |
| Pseudo R ² | 0.0 | 247 | 0.0 | 320 | 0. 1483 | | 0.1445 | | |
| 观测值 | 1032 | 2410 | 941 | 352 | 643 | 3067 | 643 | 643067 | |

注:每个估计结果对应两列,分别是系数和边际效应;括号内为异方差稳健 $\mathbb Z$ 统计量;*、**和***分别表示 $\mathbb Z$ 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 3 中分别汇报了估计系数和边际效应。第(1)列仅考察了营商环境对流动劳动力就业选址的影响,结果显示,城市营商环境与流动劳动力在该城市就业概率呈显著的正相关关系。平均来看,城市营商环境每改善 1 个单位,流动劳动力在该城市就业的概率将显著上升 0.43 个百分点。表 3 第(2)列加入了反映城市经济发展等变量,结果同样显示,城市营商环境显著正向影响

流动劳动力在该城市就业的概率。同时城市经济发展水平、第三产业发展以及人口规模等均正向影响流动劳动力在该城市的就业概率,这与己有研究结果一致。值得注意的是,相较于城市经济发展、第三产业发展、人口规模和房价等影响,营商环境对流动劳动力在城市就业概率的影响明显更大。第(3)列进一步加入了城市公共服务质量、环境质量以及与户籍城市地缘关系变量等。此时,营商环境每改善1个单位,流动劳动力在该城市就业概率增加0.93个百分点。城市环境质量、与户籍城市空间距离、方言距离等变量显著负向影响流动劳动力在该城市就业概率,说明环境质量越差、距离户籍城市空间和方言距离越远,流动劳动力越不愿意在该城市就业。社会网络,同乡关系变量正向显著影响流动劳动力在该城市就业概率,说明流动劳动力更加倾向于在有较多同乡的城市就业。

(二) 稳健性检验

考虑到影响流动劳动力就业选址决策的因素有很多,模型中难以全部控制,可能存在遗漏变量引起的内生性问题。另外,营商环境与城市经济发展水平、公共服务质量等变量具有一定的相关性,这可能导致估计结果存在偏误。针对上述问题,用城市地形起伏度作为营商环境的工具变量。一个好的工具变量要满足相关性和外生性两个条件:在在相关性方面,城市地形起伏度可能影响营商环境,地形起伏度越大,改善营商环境需要付出的努力越大,不利于营商环境改善;在外生性方面,城市地形起伏度为自然地理变量,与经济社会因素不相关,不会直接影响流动劳动力就业选址决策。表 4 的第(1)列为工具变量估计结果,结果显示,城市营商环境与流动劳动力在该城市的就业概率间存在显著的正相关关系,平均来看,城市营商环境改善 1 个单位,会导致流动劳动力就业概率显著增加 0.874 个百分点。

表 4 内生性和稳健性估计结果

| | 条件 10 | ogit+IV | 更换核心解释变量 | | 剔除异常 | 常样本 | 前 50% | 前 60% | 前 70% | 前 80% |
|----------------|------------|------------|------------|----------|------------|---------|----------|------------|------------|------------|
| | (: | 1) | (2) |) | (3) | (3) | | (5) | (6) | (7) |
| | choice | dy/dx | choice | dy/dx | choice | dy/dx | dy/dx | dy/dx | dy/dx | dy/dx |
| be | 0. 0574*** | 0. 0087*** | 0. 0086*** | | 0. 0671*** | | | 0. 0089*** | 0. 0075*** | 0. 0079*** |
| ре | (11.60) | 0.0007*** | (18. 17) | 0. 00156 | (23. 56) | 0. 0099 | (16. 94) | (12. 36) | (11. 98) | (17. 98) |
| 其他控 制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| \mathbb{R}^2 | 0. 1 | 445 | 0.14 | 53 | 0. 1415 | | 0. 1453 | 0. 1281 | 0. 1080 | 0. 1248 |
| 观测值 | 643 | 067 | 6430 | 67 | 564494 | | 41607 | 87849 | 171986 | 319331 |

注:括号内为估计系数的异方差稳健 Z 统计量; *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;第(4)列至第(7)列的估计结果为边际效应。

为了进一步检验估计结果的稳健性,我们分别利用更换核心解释变量、剔除异常样本、更换备选城市选择方法等方式分别进

行了稳健性检验。首先,更换核心解释变量。衡量营商环境好坏的一个关键指标是政商关系。我们利用政商关系代替营商环境重新进行回归。政商关系数据来源于中国人民大学国发院《中国城市政商关系排行榜 2017》,估计结果见表 4 的第(2)列。城市营商环境改善对流动劳动力对该城市的就业概率呈现出显著的促进作用。其次,机关、事业单位、国有及国有控股企业、集体企业等单位性质工作的个体更换工作意愿较低。我们进一步剔除上述单位性质的就业人员重新回归,结果见表 4 第(3)列。良好的城市营商环境会显著提高流动劳动力的在该城市的就业概率。

最后,前文的估计中备选城市是以各地区劳动力流入城市的前90%作为备选城市集合。为了考察估计结果的稳健性,我们进一步缩小了备选城市集的范围,分别以各地区劳动力流入城市的前50%、60%、70%和80%作为备选城市集合,估计结果见表4第(4)列至第(7)列,城市营商环境建设对流动劳动力在该城市就业概率均存在显著的正向作用,表明结果稳健。

六、异质性分析

为了进一步揭示营商环境对流动劳动力就业选址的差异性影响,本部分将进一步从劳动力年龄、性别、受教育水平、婚姻状态、来源地营商环境、行业和职业类型等角度,对结果进行异质性分析。

(一) 劳动力年龄和性别异质性分析

考察营商环境对不同年龄和性别的流动劳动力的就业选址行为的影响,结果见表 5 的第(1)列至第(5)列。可以看出,营商环境对不同年龄的流动劳动力的就业选址行为影响均十分显著,其中对 45 岁以上的劳动力的影响更为显著,并且对女性劳动力的影响比男性大。可能的原因是:第一,相较于年轻人,45 岁以上的劳动力更加偏好工作的稳定性,对不确定性风险的要求程度更低,营商环境良好的城市能在一定程度上降低这种不确定性;第二,女性对教育、医疗等完备基础设施以及稳定工作的需求要高于男性,城市营商环境改善能够满足这种需求。

表 5 劳动力年龄、性别、受教育水平及婚姻状态异质性分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|-----------------------|------------|------------|-----------|------------|-----------|-----------|------------|------------|-----------|
| | 15-29 岁 | 30-44 岁 | 45 岁以上 | 男性 | 女性 | 高中及以下 | 大学及以上 | 未婚 | 己婚 |
| | 0. 0095*** | 0. 0089*** | 0.0101*** | 0. 0087*** | 0.0104*** | 0.0111*** | 0. 0042*** | 0. 0064*** | 0.0107*** |
| be | (17. 51) | (15. 70) | (8. 242) | (18.65) | (16.60) | (20.62) | (13. 18) | (8. 941) | (23. 78) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 254642 | 307771 | 103519 | 369781 | 296151 | 488468 | 177464 | 147185 | 518747 |
| Pseudo R ² | 0. 1668 | 0. 1540 | 0.0982 | 0. 1354 | 0. 1647 | 0. 1167 | 0. 2604 | 0. 1741 | 0. 1421 |

注:估计结果为边际效应;括号内为估计系数的异方差稳健 z 统计量; *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;下列异质性表格同。

(二) 劳动力受教育水平和婚姻状态异质性分析

考察营商环境对不同受教育水平和婚姻状态的流动劳动力的就业选址行为的影响,结果见表 5 的第(6)列至第(9)列。可以发现,营商环境对不同学历、不同婚姻状态的劳动力就业选址具有显著正向影响。其中,对高中及以下学历的劳动力的影响作用大于对大学及以上的劳动力,对已婚的劳动力的影响作用大于对未婚劳动力的影响。已婚劳动力相较于未婚劳动力而言,会更多考虑家庭成员,对教育、医疗、卫生服务等公共服务以及工作稳定性的需求要远远高于未婚劳动力,因此,营商环境对已婚流动劳动力的就业选址的影响更大。

(三)来源地营商环境和行业异质性分析

考察营商环境对不同来源地和行业的流动劳动力的结业选址行为的影响(见表 6)。结果表明,营商环境对户籍城市营商环境好的劳动力就业选址的影响更大,可能是因为,身处于营商环境较好城市的居民,已经享受到良好的营商环境带来的福利,根据弱偏好公理,不会选择流动到营商环境更差的城市。营商环境对制造业的劳动力的就业选址行为的影响要显著大于非制造业。这可能是因为,相较于非制造业,制造业的生产发展更大程度依赖于技术创新,只有技术创新才能够降低生产成本、提高生产效率,而营商环境改善能够加大企业创新投入、激发企业创新活力。

| | 户籍城市营商环境差 户籍城市营商环境好 | | 制造业 | 非制造业 |
|-----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| be | 0. 0079***(13. 33) | 0. 0097***(22. 05) | 0. 0146***(18. 21) | 0. 006***(16. 03) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 345773 | 320159 | 286653 | 379279 |
| Pseudo R ² | 0. 1139 | 0. 1874 | 0. 0932 | 0. 2205 |

表 6 来源地营商环境和行业异质性分析

(四)职业类型异质性分析

考察营商环境对不同职业类型的流动劳动力的就业选址行为的影响,结果见表 7。可以看出,营商环境对专业技术人员,商业、服务业人员,生产、运输设备操作人员及有关人员的就业选址行为影响显著,对国家机关、党群组织、企事业单位负责人,公务员、办事人员和有关人员、农林牧渔水利业生产人员的影响不显著。这与现实相吻合,原因在于国家机关、党群组织、企事业单位负责人,公务员、办事人员和有关人员不属于企业单位,工作稳定且拥有良好的社会保障,营商环境改善带来的边际收益不足以吸引其流动;农林牧渔水利业生产人员需要根据养殖基地所在处进行选择,养殖地选址不会在短时间内移动。相反,专业技术人员,设备操作人员偏好技术密集型的行业,营商环境改善有助于激发企业创新,促进产业结构调整,向技术密集型转变。

表7职业类型异质性分析

| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
|-----|-----|-----|-----|-----|-----|

| | 国家机关、党 群组织、企事 业单位负责人 | 专业技术人员 | 公务员、办事 人员和有关人 员 | 商业、服务业 人员 | 农、林、牧、 渔水利业生产 人员 | 生产、运输设 备操作人员及 有关人员 |
|-----------------------|----------------------------|-------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|--------------------------|
| be | -0. 0005 (-0. 158) | 0.0064*** (11.46) | 0. 0044 (1. 443) | 0. 0057*** (12. 49) | -0. 0039 (-1. 335) | 0. 147*** (17. 42) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 4437 | 111324 | 16089 | 264135 | 3291 | 242805 |
| Pseudo R ² | 0. 2574 | 0. 2134 | 0. 2558 | 0. 2298 | 0. 2863 | 0. 0782 |

七、扩展分析:影响机制以及落户门槛的调节效应

前文经验研究显示营商环境改善会提高流动劳动力在该城市就业概率,那么其机制是什么?我们认为营商环境改善之所以会吸引流动劳动力进入,一个重要机制是营商环境改善能够提升城市工业竞争力,从而增加对流动劳动力就业吸引。选取城市工业企业数以及工业企业利税总额作为城市工业竞争力的代理变量,本文检验了营商环境对城市工业竞争力的影响,结果如表8所示。

表 8 影响机制检验检验及落户门槛的调节效应

| | OL | S | 2SI | LS | 条件 logit |
|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | 工业企业数 | 利税总额 | 工业企业数 | 利税总额 | choice |
| be | 134. 1*** | 224503*** | 34. 03*** | 476491*** | 0. 0808*** |
| be | (342.6) | (317. 5) | (40.07) | (390.4) | (17. 41) |
| be×1h | | | | | -0. 0187*** |
| be × III | | | | | (-11.86) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1010781 | 1010781 | 1010781 | 1010781 | 192864 |

| Adjust R ² | 0.788 | 0.916 | 0. 765 | 0.903 | 0. 239 |
|-----------------------|-------|-------|--------|-------|--------|
| Adjust K | 0.788 | 0.916 | 0.765 | 0.903 | 0. 239 |

注: 0LS 和 2SLS 回归结果括号内为稳健 t 统计量; 2SLS 回归采用前文各城市地形起伏度为营商环境的工具变量,第一阶段 F 统计量显著大于 10, Kleibergen-Paap rk LM 统计量以及 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量结果分别拒绝识别不足和弱识别 假定,Hansen J 统计量拒绝过度识别假定,说明工具变量有效。条件 logit 回归结果为系数,括号内为系数稳健异方差 z 统计量。

表 8 的第 (1) (2) 列为营商环境对城市工业企业数以及利税总额的影响。可以看出,营商环境显著正向影响城市工业企业数以及利税总额,说明营商环境的改善会激发企业活力、增加企业数量,有利于企业获取更多利润。另外,考虑到其他不可观测变量对工业企业数和利税总额的影响,进一步使用城市地形起伏度为营商环境工具变量考察了对城市工业企业数以及利税总额的影响,结果如表 8 的第 (3) (4) 列,同样证实了营商环境改善对工业企业数以及利税总额的显著正向效应。

户籍制度的长期存在,制约了我国劳动力跨区域流动。由前文分析可知,营商环境改善能够显著提高流动劳动力在该城市就业的概率。但鉴于户籍制度的存在,营商环境改善对流动劳动力就业选址的正向促进作用会受到一定的制约。利用吴开亚等(2010)计算的城市落户门槛指数来表示落户门槛,^[24]在回归模型中加入了营商环境与落户门槛的交互项,考察落户门槛在营商环境影响流动劳动力就业选址中的调节作用。表 8 的第(5)列为落户门槛调节效应估计结果,营商环境正向影响流动劳动力在该城市就业概率,营商环境改善1个单位,劳动力在该城市就业概率增加 0. 43 个百分点。营商环境与落户门槛交互项为负,说明落户门槛的存在,抑制了营商环境改善在流动劳动力就业选址时的吸引力。

图 1 为落户门槛的调节效应。可以看出,在高落户门槛下,营商环境对流动劳动力就业选址的正向促进作用受到了抑制;在低落户门槛下,营商环境对流动劳动力就业选址有更加明显的促进作用。

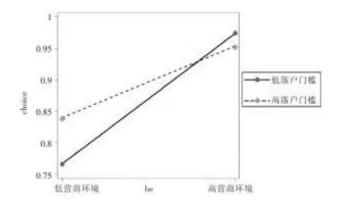


图 1 落户门槛的调节效应

八、研究结论和政策启示

本文基于 2017 年全国流动人口动态监测调查数据与地级市营商环境数据,利用条件 logit 模型实证检验了营商环境对劳动力就业选址的影响,并考察了营商环境对不同年龄、性别、技能水平、职业类型等劳动力就业选址的异质性影响。主要结论如下:一是营商环境建设对劳动力流入有正向促进作用,即改善营商环境能够提高流动劳动力在该城市就业的概率。二是城市落户门槛在营商环境对劳动力流动选址影响中起调节作用,落户门槛低、营商环境优,劳动力流入越高;反之,落户门槛高、营商环境

差,劳动力流入越低。三是营商环境改善对 45 岁以上劳动力、女性、高中及以下学历、已婚、制造业、技术类流动劳动力的城市就业选择行为影响更大。

本文的结论有助于厘清营商环境建设与劳动力流动之间的关系,对于建立统一的劳动力市场、推进城市高质量发展,具有重要的现实意义。基于本文的结论,提出以下建议:一是地方政府应当重视当地营商环境建设,加大营商环境建设力度,提升工业竞争力。城市发展离不开人才,随着人口老龄化程度加剧,人才缺口越来越大。如何吸引优秀人才进入城市,促进城市高质量发展,成为转型阶段的重中之重。由上述结论可知,营商环境建设对劳动力流动有正向促进作用。因此,只有政府加大营商环境建设投入力度,才能吸引更多优秀人才。二是各地应根据需求适当降低落户门槛。从上述研究发现,城市落户门槛在营商环境对劳动力流动选址影响中起调节作用,落户门槛低、营商环境优,劳动力流入越高;反之,落户门槛高、营商环境差,劳动力流入越低。因此,适当降低落户门槛,既符合国家城镇化改革的要求,又可以吸引更多高素质人才流入,大力促进本地经济发展。三是搭建统一的劳动力流动信息平台,加强信息交流,实现城市联动,共同发展。不同城市间的营商环境不尽相同,而相似营商环境地区的产业结构也不尽相同,对劳动者的需求也不相同。搭建统一的劳动力流动信息平台,加强城市间的人才信息交流,为人才流动提供合适的指引,以城市联动实现人尽其才。☆

参考文献:

- [1] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010, 45(4): 4-13.
- [2] 杨继军. 刘易斯转折点、国民收入分配结构与中国经济内外再平衡[J]. 财贸经济, 2015, 36(10): 45-58
- [3] 童玉芬, 刘志丽, 宫倩楠. 从七普数据看中国劳动力人口的变动[J]. 人口研究, 2021, 45(3):65-74.
- [4] 黄文彬, 王曦. 政府土地管制、城市间劳动力配置效率与经济增长[J]. 世界经济, 2021, 44(8):131-153.
- [5] 曹晖, 罗楚亮. 为了机会公平而流动——收入代际传递对劳动力流入的影响[J]. 劳动经济研究, 2021, 9(1):3-26.
- [6] 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[J]. 管理世界, 2015, 31 (10): 78-90.
- [7] Hicks J. The Theory of Wages [M]. London: Macmillan, 1932.
- [8]张恒龙, 罗唯. 基本公共服务均等化对城市群协调发展的驱动机制[J]. 上海商学院学报, 2021, 22(5):55-73...
- [9] Foote A. The Effects of Negative House Price Changes on Migration: Evidence across U. S. Housing Downturns [J]. Regional Science and Urban Economics, 2016, 60:292-299.
 - [10] 张莉, 何晶, 马润泓. 房价如何影响劳动力流动?[J]. 经济研究, 2017, 52(8):155-170.
- [11] Diamond R. The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980-2000[J]. American Economic Review, 2016, 106:479-524.
 - [12] Ullman E. Amenities as a factor in regional growth[J]. Geographical Review, 1954, 44:119-132.
 - [13]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[J]. 经济研究, 2019,

54(11):102-117.

- [14]张海峰,林细细,梁若冰,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[J].中国工业经济, 2019, 37(4):81-97.
- [15] Cattaneo C, Peri G. The Migration Response to Increasing Temperatures [J]. Journal of Development Economics, 2016, 122:127-146.
 - [16]马胜利,姜博. 简政放权对中国高新技术企业创新质量的影响研究[J]. 经济经纬, 2021, 38(6):93-102.
- [17]王海南,崔长彬. 财政分权与中国省际劳动力市场一体化——基于时空地理加权回归模型的实证检验[J]. 经济问题, 2021, 43(5):55-62.
- [18] 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, 35(1): 79-95.
 - [19] 邢春冰, 贾淑艳, 李实. 教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响[J]. 经济研究, 201348 (11):114-126.
 - [20] 臧新, 赵炯. 外资区域转移背景下 FDI 对我国劳动力流动的影响研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33 (3): 78-94.
 - [21]张伟丽, 晏晶晶, 聂桂博. 中国城市人口流动格局演变及影响因素分析[J]. 中国人口科学, 2021, 35(2):76-87, 127-128.
 - [22]李志军, 张世国, 李逸飞, 等. 中国城市营商环境评价及有关建议[J]. 江苏社会科学, 2019, 40(2): 30-42, 257.
- [23] "中国城市营商环境评价研究"课题组,李志军,张世国,牛志伟,袁文融,刘琪.中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议[J].管理世界,2021,37(5):98-112,8.
 - [24]吴开亚, 张力, 陈筱. 户籍改革进程的障碍:基于城市落户门槛的分析[J]. 中国人口科学, 2010, 24(1):66-74, 112.
 - [25] 戴翔, 秦思佳. 营商环境优化如何提升企业出口国内增加值率[J]. 国际贸易问题, 2020, 46(11):15-29.
 - [26] 尹志超, 刘泰星, 张诚. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. 中国工业经济, 2020, 38(1):24-42.
 - [27]于文超,梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济, 2019, 37 (11):136-154.
 - [28] 姚先国, 冯履冰, 周明海. 中国劳动力迁移决定因素研究综述[J]. 中国人口科学, 2021, 35(1):117-125, 128.
 - [29]洪俊杰, 倪超军. 城市公共服务供给质量与农民工定居选址行为[J]. 中国人口科学, 2020, 34(6):54-65, 127.
 - [30] 刘毓芸, 徐现祥, 肖泽凯. 劳动力跨方言流动的倒 U 型模式[J]. 经济研究, 2015, 50(10):134-146, 162.