

城市品牌与流动人口就业选址决策

陈家和, 吴一平, 李鹏飞

(上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要:城市品牌作为保持和增强城市竞争力, 加强地区间战略关联和聚集高端生产要素的重要管理工具, 已经成为各地城市建设重点方向。文章以“全国文明城市”的评比作为自然实验, 利用2013—2017年全国流动人口动态监测调查数据, 探讨了城市品牌对流动人口就业选址决策的影响机理。研究结果显示, 当城市获得“全国文明城市”称号后, 流动人口到该城市就业的概率显著提高1.13%。进一步的机制检验结果显示, 入选“全国文明城市”后, 该城市公共品供给增加, 环境质量提高和就业机会增多, 同时短期内流动人口对文明城市的关注度显著提高, 两者共同促使流动人口向文明城市集聚。而“全国文明城市”品牌的正向影响主要集中在互联网基础较好的户籍省份、年轻人群体或育有子女的群体之中。流动人口来到获得“全国文明城市”称号的地区工作之后, 他们的公共医疗保险本地参保概率与子女本地入学概率均显著提高, 对城市的满意度与融入当地的意愿也显著提升。文章的研究结论对地方政府出台相关人才集聚政策具有一定的启示意义。

关键词: 城市品牌; “全国文明城市”称号; 流动人口; 就业选址; 媒体关注

中图分类号: F062.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)05-0140-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220113.403

一、引言

城市品牌作为保持和增强城市竞争力, 加强地区间战略关联和聚集高端生产要素的重要管理工具, 已经成为各地城市建设重点方向。地方政府通过城市营销、媒体宣传等方式, 展示城市特色和提升城市知名度, 进而吸引高端人才和外来资金, 带动城市经济增长。与此同时, 中央政府也在积极组织 and 开展各类城市荣誉评比活动, 鼓励各地积极打造城市品牌。其中, “全国文明城市”已经成为我国比较知名的城市品牌, 其由中央文明委负责评选, 目的在于推动各城市在文明建设以及经济社会等方面的进步, 全面提升城市的核心竞争力和综合实力。因此, 考察全国文明城市的评选效果和探究全国文明城市竞争力的变化规律, 具有一定的现实意义。

劳动力要素的集聚与重组能力是城市竞争力的重要方面。当前我国人口红利衰减, 适龄劳动力数量下降, 劳动力供求形势严峻。与此同时, 我国流动人口规模不断增加。流动人口所带来的新文化、新思想(张萃, 2019), 推动城市经济的快速发展。一线城市凭借优越的区位条件和良好的发展前景, 在人才竞争中占据主动。二三线城市可能面临劳动力流失问题, 部分地区工业化进程放缓。如何引导劳动力要素在地区间合理、畅通和有序的流动已经成为当下我国要素市场

收稿日期: 2021-10-20

基金项目: 国家自然科学基金项目(71673174)

作者简介: 陈家和(1996-)(通讯作者), 男, 浙江衢州人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;

吴一平(1977-), 男, 安徽合肥人, 上海财经大学公共经济与管理学院教授、博士生导师;

李鹏飞(1994-), 男, 山东泰安人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。

化配置体制改革和经济高质量发展的重要问题,因此有必要深入研究流动人口就业选址决策规则。

已有研究表明,一个城市的就业与发展机会(刘生龙, 2014)、基本公共服务水平(夏怡然和陆铭, 2015)、环境质量(孙伟增等, 2019; 王兆华等, 2021)等影响了人口迁移,很少有文献关注城市品牌对流动人口的吸引作用。任寿根(2003)认为,通过塑造城市品牌,提升品牌的价值与内涵,可以持续增强城市的竞争力。因此,打造具有特色的城市品牌策略是需要考虑的重要问题。从理论上讲,“全国文明城市”的评比标准涉及到劳动力生产和生活各个方面,通过一定周期的建设与评比可以有效提升城市质量,进而满足流动人口就业选址偏好。同时品牌作为一种有价值的信息传递载体,具有信号显示作用。正如学历以及高新技术企业认证可以缓解毕业生求职市场或信贷市场上的信息不对称问题(李莉等, 2015),城市品牌作为反映城市内在特征与文化特色的重要标识,能缓解流动人口在就业选址决策上的信息不对称问题进而发挥劳动力集聚的作用吗?这仍需要深入考察。

因此,本文利用“全国文明城市”评选的准自然实验,对流动人口的就业选址决策行为展开分析。具体而言,本文利用2013—2017年全国流动人口动态监测调查数据,结合基于城市特征的倾向得分匹配结果(Rosenbaum和Rubin, 1984; 姚鹏等, 2021),生成个体迁移决策、备选城市和备选城市特征的混合截面数据集,并采用条件Logit模型进行估计。结果显示,如果备选城市获得“全国文明城市”这一荣誉称号,平均而言,流动人口进入该备选城市就业的概率将增加1.13%。而本文发现城市品牌通过城市质量提升与媒体信号传递两条机制发挥作用。当获得“全国文明城市”称号后,城市的医疗和教育等公共品供给水平得以提高,空气污染状况明显改善以及各行业的劳动力需求不断增加。以上各项城市质量指标均是流动人口在进行就业选址决策时所关注的重点。除此之外,文明城市在短时间内获得了较高的媒体关注度,“全国文明城市”的品牌信号也及时地传递给了潜在流动人口,缓解了劳动力就业市场上的信息不对称性,从而提高了流动人口的迁入概率。最终,文明城市对流入人口的公共福利与心理状况也产生了积极的影响。流动人口的公共医疗保险本地参保概率与子女本地入学概率均显著提高,其对城市的满意度与融入当地的意愿也显著提升。

本文的研究贡献有以下几点:第一,本文的研究拓展了流动人口就业选址决策领域的研究文献。现有文献较少探讨城市品牌的作用,缺少对微观个体层面的分析,无法为城市品牌影响流动人口就业选址决策提供详细的微观证据;第二,本文探讨了城市品牌的信号显示的作用,并且验证了媒体关注对城市品牌的信号传递作用,对现有品牌效应的研究文献进行了补充。第三,本文的研究具有一定的政策启示意义,为城市品牌建设的改革实践提供了经验证据。这为地方政府持续改善流动人口的公共福利,进一步留住高质量人才提供了经验证据。

本文的结构安排如下:第二部分在回顾全国文明城市评选活动的基础上,基于人口流动理论与信号显示理论提出本文待检验的假说。第三部分是检验理论假说的数据来源、模型设定和变量定义。第四部分是实证结果与检验,第五部分是进一步分析与讨论。最后是结论与政策建议。

二、制度背景与理论假说

(一)“全国文明城市”评选活动

“全国文明城市”是中央文明委对积极开展文明城市创建活动且成果显著的城市授予的荣誉称号。自2005年以来共举办了六届,每三年评选一次,共评选出146个全国文明城市。其评选程序较为严格,评选标准也较为全面。从评选标准看,全国文明城市测评体系中既包括城市环境状况的基本指标,也包括城市形象、文化特点的特色指标,与其他城市荣誉的评选标准相比更为

全面和可靠。学术界对“全国文明城市”评选活动的影响也展开了深入的研究。许多学者发现,当选“全国文明城市”不仅可以改善当地民生状况(龚锋等, 2018)、环境污染情况(逯进等, 2020)和产业结构(刘哲和刘传明, 2021),也可以提高辖区内企业的生产效率(石大千等, 2019)。但是,目前研究“全国文明城市”称号对于流动人口就业选址行为影响的文献较少。

(二)理论分析与研究假说

流动人口的就业选址决策受许多因素影响。Whisler等(2008)基于Tiebout(1956)的“用脚投票”理论,研究发现不同城市生活质量的差异对流动人口选址行为有着不同影响。其中,更多的就业与发展机会(刘生龙, 2014)、更好的基础教育和医疗水平(夏怡然和陆铭, 2015)、更高的环境质量(Banzhaf和Walsh, 2008;孙伟增等, 2019)以及更低的税收负担(Kleven等, 2014;Agrawal和Foremny, 2019)会显著提高劳动力流入的概率。然而,

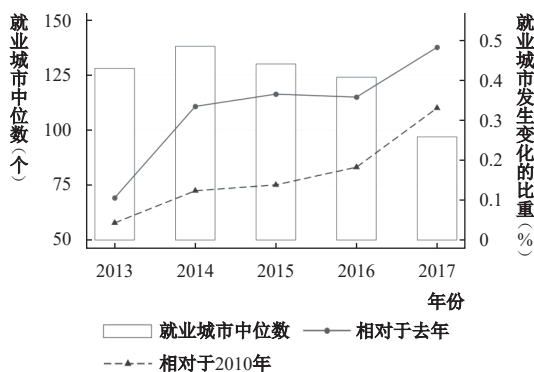


图1 户籍省份历年就业城市数量变化

由于劳动力市场上存在严重的信息不对称问题,流动人口难以有效获取就业城市的真实信息,特别是公共服务、环境质量等信息。现在越来越多的城市利用新闻报道、视频宣传等方法,向有迁移意愿的流动人口展示自身的特征。但媒体宣传一方面加大了流动人口的信息搜索成本,另一方面也降低了城市的媒体宣传效率,有相当一部分流动人口不能迁入适合自己居住和发展的城市。图1展示了在户籍省份层面流动人口就业城市数量与结构随年份的变化情况,左侧纵坐标为在户籍省份层面流动人口就业城市数量的中位数,右侧纵坐标为就业城市发生变化的比重。^①图1的柱状图显示,尽管从2014年起,在户籍省份层面流动人口就业城市数量的中位数不断下降,但整体规模仍处于较高水平,表明流动人口的就业备选城市集合较大,同一个户籍省份的流动人口就业选址决策可能比较发散。^②图1的折线显示,随年份推移流动人口的就业城市备选集合变化增大。以圆点实线为例,相邻两年间备选城市集合中非重复的备选城市个数占总城市个数比重在逐年递增,表明流动人口的备选城市集中,其迁入城市的意愿更替较快,上一年愿意迁入的城市到下一年就被排除在备选城市集合之外。以上两个结果均说明,当下流动人口就业选址决策较为发散,同时不稳定性逐渐提高。这从另一方面也说明,在信息不对称的劳动力市场上,由于缺乏强有力的信号显示机制,城市与流动人口之间的信息交流缺乏效率,因此流动人口会更频繁更换迁入城市。

“全国文明城市”这一城市品牌的出现可以有效缓解流动人口与城市之间的信息不对称问题,并引导流动人口向拥有较强内在实力的城市集聚。与企业的品牌价值打造与品牌营销战略类似,“全国文明城市”作为反映城市综合水平的城市品牌,在很大程度上影响着流动人口就业选址决策。一方面,通过扎实有效的创建活动,“全国文明城市”的公共品供给水平、环境质量得到提升,就业机会也有所增加,因而可以吸引更多的劳动力流入。另一方面,“全国文明城市”的品牌信号可以提高媒体关注,缓解城市与流动人口间的信息不对称问题,进而提高流动人口迁入概率。因此,本文提出待检验假说1。

① 参考孙伟增(2019)的方法生成各户籍省份流动人口有迁移意愿的备选城市集。

② 本文参考赫芬达尔指数的构造原理,计算了各户籍省份流动人口就业去向集中度。结果显示,各户籍省份流动人口就业去向集中度均值为0.09,说明绝大多数的户籍身份流动人口的就业选址决策较为发散。

假说 1: “全国文明城市”这一城市品牌可以显著提高流动人口进入文明城市的概率。

1. 品牌提升城市质量

从评选标准上看,“全国文明城市”的评选依据涉及到劳动力生产和生活的各个方面。参选城市需要在公共品供给、环境质量、就业机会等方面达到《全国文明城市测评体系》中所规定的最低门槛水平。例如,在公共品供给领域,参选城市的人均道路面积应大于 10 平方米,每 3—5 万居民需要拥有 1 个卫生服务中心,人均教育经费支出大于 420 元等;在环境质量方面,参选城市全年空气污染指数小于 100 的天数占比应超过 80%,城市污水处理率应大于 60% 等;在就业机会方面,参选城市需要积极帮助失业人群实现再就业,城市登记失业人口再就业率应达到 70% 以上。全国文明城市的测评项目包括“八大环境”以及“一项活动”,其中包含了与流动人口就业选址偏好较为相关的人文、生活、生态以及就业市场环境等方面内容。^①这要求地方政府在一定周期内,不断提高公共品供给水平,改善生态环境状况,增加就业机会,进而提升城市品质及其承载力和竞争力。

从评选程序上看,最终由中央文明委联合第三方专业测评机构,通过听取汇报、材料审核、问卷调查以及实地明察暗访等形式进行考核。严格的评选程序使得各城市难以通过短期的突击整改方式获选,唯有扎实推进创建工作。另外,由于文明城市评比有着较为严格的复查机制,每一届中央文明委在新授予部分城市荣誉称号的同时,也会对已有文明城市进行全面复查。^②综合上述分析,本文提出待检验假说 2。

假说 2: 入选“全国文明城市”有助于提升城市质量,包括增加城市公共产品供给,改进环境质量和增加就业机会,进而吸引流动人口。

2. 品牌具有信号传递作用

品牌可以传递一种有价值的信息(任寿根, 2003),而“全国文明城市”这一品牌可以向外界释放城市内在本质的信号,进而对流动人口产生吸引作用。首先,与地方政府自主进行的品牌宣传相比,“全国文明城市”由中央文明委授予,在不完全信息下的劳动力供求市场中传递出更为可靠的信号。其次,媒体关注在城市品牌的信号传递中起到关键作用,及时地将“全国文明城市”的品牌信号传递给流动人口。持续广泛的媒体曝光是打开产品市场,提高知名度,形成产品品牌的重要手段之一(Laroche 等, 2012)。虽然事前的媒体宣传对于城市获得荣誉称号的影响不大,但获选后的媒体宣传却是吸引人口流入的重要途径之一。图 2 展示了第六届“全国文明城市”获选名单公布前后,以文明城市为关键词的百度资讯指数与百度搜索指数。^③而我们将百度资讯指数的区域限定在文明城市,并按城市所在省份加总后求出月均值,该指标代表文明城市的媒体宣传程度。同时,我们将百度搜索指数的区域限定在非文明城市,并按城市所在省份加总后求出月均值,该指标代表文明城市以外的人口对文明城市的关注程度。可以发现,在名单公布之后,百度资讯指数与搜索指数均有明显上升。上述案例和趋势图均说明“全国文明城市”品牌得到了广泛关注,这使得劳动力市场上的信息不对称性得到缓解。迁移意愿较低的流动人口有机会了解到文明城市,迁移意愿较高的流动人口有机

① “八大环境”包括廉洁高效的政务环境、民主公正的法治环境、公平诚信的市场环境、健康向上的人文环境、有利于青少年健康成长的社会文化环境、舒适便利的生活环境、安全稳定的社会环境和可持续发展的生态环境,“一项活动”为扎实有效的创建活动。

② 具体来说,全国文明城市实行动态管理,三年一个周期。

③ 其中,百度资讯指数是在互联网上对“文明城市”这一关键词的关注及报道程度的一个综合指数。百度搜索指数是指互联网用户对关键词搜索关注程度及持续变化情况。由于百度资讯指数最早公布时间为 2017 年 8 月,本文选取 2020 年 11 月公布的第六届“全国文明城市”获选名单,分别统计了名单公布前后各月份的百度资讯指数以及百度搜索指数。

会深入了解文明城市的信息。由于文明城市本身在公共品供给、环境质量、就业机会等方面具有比较优势,无论事前是否具有迁移意愿,流动人口在接收到“全国文明城市”的信息后,迁入概率都可能提高。因此本文提出待检验假说3。

假说3:入选“全国文明城市”后,民众对文明城市的关注程度增加,进而通过信号传递作用吸引流动人口。

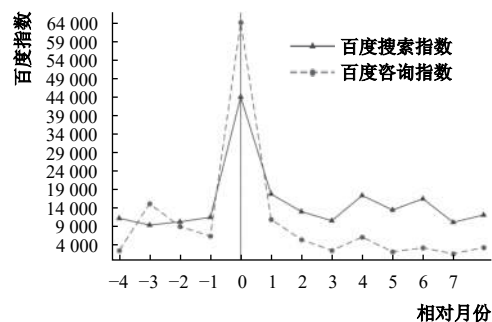


图2 第六届“全国文明城市”名单公布前后媒体关注的变化情况

三、数据与实证方法

(一)数据来源与处理

1. 数据来源

首先,本文采用的流动人口数据来源于2013—2017年的中国流动人口动态监测调查数据(CMDS),共有94.47万份家庭户样本。^①其次,本文采用的文明城市评比数据来源于中国文明网。文明城市是改革开放后较高规格的城市评选活动,自2005年起每三年评选一次。截止到2021年共举办了六届,评选出146个地级市。受流动人口数据限制,本文在基准回归时仅选取前四届的文明城市评比信息,即2005年10月、2009年1月、2011年12月以及2015年1月公布的文明城市获选信息。^②

2. 样本处理

根据研究需要,本文对原始数据进行了如下处理:(1)为保证信息的完整性,剔除户籍省份缺失、流动月份缺失等样本;(2)为消除其他因素对人口流动的影响,剔除因学业、出生、异地养老等原因流入本地的样本;(3)为解决生存者偏差问题,根据历年调查问卷发生月份进行回溯,仅保留该年问卷中在调查时流入本地时间不超过一年的样本;^③(4)由于“全国文明城市”评比存在严格的复查机制,部分城市未通过后续的复查会丢失文明城市称号,主要包括青岛市、深圳市和中山市。其中,青岛市在第三届评选中通过考核重新入选文明城市。为避免这些样本干扰,本文已经将流入这三个城市的流动人口样本剔除。最终将历年问卷样本合并,则可以得到2013年1月至2017年3月各月份新流入的样本合集。

本文借鉴孙伟增等(2019)的做法,确定每个省份流动人口的备选城市集。一方面,城市层面的文明城市信息与个体层面的人口流入城市信息高度一致,仅对单一个体进行回归难以估计得到品牌效应。另一方面,受地理、信息等条件的限制,流动人口倾向于在信息比较充分的城市之间进行选择(孙伟增等,2019)。本文利用各户籍省份前两年流出人口去向地构成信息,以本省份90%的流动人口选择最多的就业地,作为该省份流动人口的备选城市。平均而言每个省份流动人口的备选城市数量为138个,最少1个,最多192个。

(二)模型设定与变量选择

1. 事前匹配

本文将文明城市评比当作一项准自然实验,采用渐进式双重差分的思想,研究获得“全国文

① CMDS的调查对象为在流入地居住一个月及以上的非本区(县、市)户口的15周岁及以上的流入人口。

② 不包括2017年11月公布的第五届“全国文明城市”名单的原因是流动人口数据仅到2017年3月。

③ 例如,2015年的调查问卷实施时间为2015年5月,仅保留在2014年6月至2015年5月内发生流动的样本。

明城市”称号对流动人口就业选址决策的影响。然而，文明城市评比是一个动态过程，是否获得“全国文明城市”称号可能存在内生性问题。为保证处理组与对照组在事前具有相同的趋势，本文采用倾向得分匹配法，为获选的文明城市构造特征相似的对照组样本(Rosenbaum 和 Rubin, 1984; 姚鹏等, 2021)。具体而言，本文以第一届到第四届获得“全国文明城市”称号的城市作为处理组，采用逐届匹配和最近邻匹配的方法，以人均 GDP、人均教育经费支出、万人拥有公共汽车数等城市特征为匹配变量，^①按照 1 : 4 的比例，从未获得“全国文明城市”称号的备选城市中为每一届获选的文明城市匹配出相应的对照组。匹配后，各匹配变量在对照组样本与处理组样本中的均值相近，差异不显著，通过了平衡性检验。^②

2. 模型设定

为了更直观地反映获得“全国文明城市”称号对劳动力就业选址决策的影响，本文采用条件 Logit 的估计方法。具体模型设定如下：

$$inthiscity_{ijt} = \alpha_1 \times altertreat_post_{jt} + \alpha_2 \times netincome_{ijt} + \alpha_3 \times X_{jt,t-1} + \alpha_4 \times Z_{jt} + \delta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中，被解释变量 $inthiscity_{ijt}$ 表示 t 时期个体 i 是否流入了城市 j 。核心解释变量 $altertreat_post_{jt}$ 为虚拟变量，如果 t 时期城市 j 获得“全国文明城市”称号则取值为 1，否则取值为 0。 $netincome_{ijt}$ 表示 t 时期个体 i 在城市 j 的家庭收入机会，即家庭实际净收入与在备选城市可获得的预期净收入的比值。其中，家庭预期净收入参考孙伟增等(2019)的方法估计。^③ $X_{jt,t-1}$ 是备选城市层面滞后一年的控制变量，参考张海峰等(2019)、王伟同等(2019)、孙伟增等(2019)的做法，选择经济发展水平、环境质量、政府规模、教育资源、医疗资源、基础设施和劳动力需求作为城市层面的控制变量。其中，经济发展水平 ($alterlaglnpgdp$)，采用以 2000 年为基期的人均实际 GDP 的自然对数度量；环境质量 ($alterlaglnmp25$) 采用年均 $PM_{2.5}$ 指数的自然对数度量；政府规模 ($alterlaglnp_exp$) 采用一般预算支出占实际 GDP 比值度量；教育资源 ($alterlaglnpedu$) 采用教育支出占年末总人口比值度量；医疗资源 ($alterlagdoctor$) 采用每千人中的医生数度量；基础设施 ($alterlaglnroad$) 采用实有道路面积的自然对数度量；劳动力需求 ($alterlagbindex$) 采用 *Bartik Index* 指数度量。*Bartik Index* 的计算方法如下：以本城市分行业就业人数比例作为权重，以全国分行业就业人数增长率作为劳动力需求的度量指标，通过求取加权平均计算得到的城市综合劳动力需求指数，其就业数据来自 EPS 数据库。 Z_{jt} 表示户籍省份的特征变量，包括迁移成本和同乡关系。迁移成本 ($distance$) 采用户籍省份与备选城市的直线距离的自然对数度量，同乡关系 ($fellow_share$) 采用备选城市的流动人口中与该流动人口来自相同省份的比例度量。 δ_j 表示备选城市所在省份固定效应。^④

另外，本文考虑以“文明城市搜索指数 ($wmindex$)”作为媒体关注的代理变量，采用流动当月备选城市内流动人口的户籍来源省份对“文明城市”的搜索量的自然对数度量。“就业搜索指数 ($jobindex$)”作为流动人口就业意愿程度的代理变量，用以研究城市品牌吸引劳动力流入的潜在机制，采用流动当月备选城市内流动人口的户籍来源省份对“X(城市)招聘”的搜索量的自然对数度量。变量的描述性统计见表 1。

① 依据《全国文明城市测评体系》中涉及到的可测量指标，并总结已有文献的研究(姚鹏等, 2021)，选取合适的匹配变量。

② 受篇幅限制，文中未列示倾向得分匹配后的平衡性检验结果，如有需要可向作者索取。

③ 受篇幅限制，文中未列示家庭预期净收入的估计方式，如有需要可向作者索取。

④ 由于该模型在估计时已经加入了个体固定效应，因此不需要再额外控制流动人口的个体特征以及流入地特征。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>inthiscity</i>	1 193 323	0.017	0.130	0	1
<i>altertreat_post</i>	1 193 323	0.372	0.483	0	1
<i>altertreat_wmyear</i>	1 193 323	1.662	2.760	0	12
<i>netincome</i>	1 193 323	0.883	4.450	-9.633	11.351
<i>alterlaglnpgdp</i>	1 193 323	6.044	3.557	0.970	24.057
<i>alterlagfin_exp</i>	1 193 323	0.156	0.044	0.076	0.3584
<i>alterlagdoctor</i>	1 193 323	12.761	8.114	0.778	54.718
<i>alterlaglnpedu</i>	1 193 323	7.301	0.377	6.364	8.513
<i>alterlaglnroad</i>	1 193 323	7.647	0.869	4.941	9.592
<i>alterlaglnmp25</i>	1 193 323	3.835	0.372	2.380	4.722
<i>alterlagbindex</i>	1 193 323	0.185	0.082	0.027	0.343
<i>distance</i>	1 193 323	6.652	0.656	2.340	8.160
<i>fellow_share</i>	1 193 323	0.064	0.136	0.000	1
<i>wmindex</i>	6 003	1.486	0.240	0.732	1.946
<i>jobindex</i>	5 979	2.432	0.594	1.033	3.835

四、实证结果与检验

(一) 基准回归结果

本文采用条件 *Logit* 模型分析“全国文明城市”这一品牌对流动人口就业选址决策的影响,根据式(1)采用逐步回归法,在控制备选城市所在省份固定效应的基础上,先后加入家庭收入机会、备选城市特征以及户籍省份特征的控制变量,回归结果见表 2 第(1)列至第(4)列。结果显示,核心解释变量的系数始终在 1% 的显著性水平下显著为正,说明“全国文明城市”的品牌可以显著提高流动人口进入该城市的概率。以第(4)列为例,如果备选城市获得“全国文明城市”称号,则流动人口选择进入该城市就业的概率将显著提高 1.13 个百分点。

表 2 基准回归结果

	<i>inthiscity</i>				
	基准回归				累积效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>altertreat_post</i>	0.0269*** (0.0034)	0.0266*** (0.0034)	0.0066*** (0.0023)	0.0113*** (0.0033)	
<i>altertreat_wmyear</i>					0.0014** (0.0006)
<i>netincome</i>		0.0025*** (0.0004)	0.0011*** (0.0004)	0.0028*** (0.0004)	0.0028*** (0.0004)
<i>alterlaglnpgdp</i>			0.0015 (0.0010)	0.0007 (0.0012)	0.0006 (0.0012)
<i>alterlagfin_exp</i>			0.1941*** (0.0614)	0.0560 (0.0405)	0.0455 (0.0409)
<i>alterlagdoctor</i>			0.0007** (0.0003)	0.0029*** (0.0004)	0.0030*** (0.0004)

续表 2 基准回归结果

	<i>inthiscity</i>				
	基准回归				累积效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>alterlaglnpedu</i>			-0.0223** (0.0109)	0.0063 (0.0100)	0.0048 (0.0101)
<i>alterlaglnroad</i>			0.0391*** (0.0102)	0.1119*** (0.0069)	0.1123*** (0.0063)
<i>alterlaglnmp25</i>			0.0074** (0.0034)	-0.0527*** (0.0101)	-0.0522*** (0.0099)
<i>alterlagbindex</i>			0.0002*** (0.0001)	0.0004*** (0.0000)	0.0004*** (0.0000)
<i>distance</i>				-0.0970*** (0.0072)	-0.0979*** (0.0067)
<i>fellow_share</i>				0.6112*** (0.0357)	0.6150*** (0.0317)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 193 323	1 193 323	1 193 323	1 193 323	1 193 323

注：表格中各变量系数均为边际效应 dy/dx ，圆括号里为估计系数的异方差稳健 t -统计量，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

本文进一步探究城市品牌的积极作用的累积效应，即劳动者流入的概率可能会随获得“全国文明城市”称号年份的增加而提高。结果如表 2 第(5)列所示，*altertreat_wmyear* 的估计系数在 5% 的显著性水平下显著为正，表明累积效应存在，备选城市获得“全国文明城市”称号的年份每增加 1 年，流动人口进入该城市就业的概率将显著增加 0.14 个百分点。上述结果说明，城市品牌效应有一个长期积累的过程，城市品牌形象持续渗透进流动人口的大脑中，形成区别于其他城市的符号化信息，并且这种信息持续的时间越长，流动人口对城市的偏好就越强。

(二)稳健性检验^①

1. 内生性问题探讨

尽管基准回归前我们采用倾向得分匹配的方法筛选出与处理组特征相似的对照组。但是考虑到模型中仍可能存在潜在的内生性问题，本文进一步采取工具变量法以修正估计偏误。具体来说，本文借鉴 Criscuolo 等(2019)、姚鹏等(2021)的方法，构造是否获得“全国文明城市”称号的工具变量来解决内生性问题。如式(2)所示，工具变量 *alteriv* 表示城市 j 在第 k 届评选中入选文明城市的概率，由城市 j 在 2003 年时的城市特征和在第 k 届评选时所对应的各城市特征的权重共同决定。权重的估计方式见式(3)， $S_{j,k}$ 表示城市 j 在第 k 届评选中是否入选文明城市， $X_{j,k}$ 表示城市 j 在第 k 届评选时的城市特征，^②估计得到的 θ_k 可以近似表示在第 k 届评选中各城市特征决定城市是否获得“全国文明城市”称号的权重。由上述方法构造的工具变量既满足相关性假设，也满足排他性假设。这是因为该工具变量由城市初始年份的城市特征和评选年份对应指标的权重共同决定，并在构造过程中剔除了因城市特征变化的影响。

① 受篇幅限制，文中未列示稳健性检验结果，如有需要可向作者索取。

② 包括经济发展水平、环境质量、政府规模、教育资源、医疗资源、基础设施和失业率等。

$$alteriv = \theta_k \times X_{j,2003} \quad k \in \{1, 2, 3, 4\} \quad (2)$$

$$S_{jk} = \theta_k \times X_{jk} \quad k \in \{1, 2, 3, 4\} \quad (3)$$

回归结果显示,第一阶段的工具变量系数在5%显著性水平下显著为正,并且一阶段回归的 F 统计量大于10,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段的回归结果显示核心解释变量的系数在1%的显著性水平下显著为正,说明基准回归结果稳健。

2. 平行趋势检验

为排除其他因素的影响,需检验在“全国文明城市”获选名单公布前,流动人口进入文明城市与非文明城市的概率是否无显著差异。如式(4)所示,本文进一步构建动态效应模型。其中,解释变量 $Before_{jk}$ 是表示每届文明城市评选前 k 年的虚拟变量,解释变量 $After_{jk}$ 是表示每届文明城市评选后 k 年的虚拟变量,控制变量含义与基础回归相同。平行趋势检验要求事前虚拟变量的估计系数不显著,由动态效应图可知, $Before_{jk}$ 的系数均不显著,表明流动人口进入两类城市的概率无显著差异,本文的研究设计满足平行趋势假设,基准回归结果稳健。

$$inthiscity_{ijt} = \beta_k \times \sum_{k=-2}^{-1} Before_{jk} + \beta'_k \times \sum_{k=1}^4 After_{jk} + \alpha Controls_{ijt} + \delta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

3. 安慰剂检验

为了排除潜在的不可观测的遗漏变量干扰,我们借鉴 Li 等(2016)和宋弘等(2021)的方法,进行安慰剂检验。具体思路如下:首先,在流动人口的备选城市中随机生成流动人口进入的备选城市,即构造反事实的流动人口就业选址决策,并对基准模型式(1)进行条件 $Logit$ 回归,得到新的估计系数。然后将随机分配过程和回归过程重复500次,并绘制500次回归估计系数的概率密度分布图。结果显示,随机分配所得到的估计值集中分布在零附近且 P 值大于0.1,表明反事实的流动人口就业选址决策不受备选城市的城市品牌影响。同时,基准回归的系数也都落在小概率区间,表明基准结果稳健。

4. 其他反事实分析

根据反事实的思想,本文又进行了以下两个回归:第一,仅保留第四届文明城市评选的处理组及其对应的对照组的样本,将备选城市获选“全国文明城市”称号的年份提前一年,生成新的虚拟变量 $altertreat_postnew$,并替换原核心解释变量,重新回归基准模型式(1)。第二,将第五届文明城市评选中获得“全国文明城市”称号的备选城市作为处理组,^①前四届文明城市评选中从未获得“全国文明城市”称号的备选城市作为对照组,构建了新的样本与解释变量 $treatnew_post$,并重新回归基准模型式(1)。结果显示,上述两组反事实估计中的核心解释变量系数均不显著,排除其他的外部政策和变化的干扰,表明基准回归结果稳健。

5. 剔除其他干扰因素

由于第四届文明城市评选结果公布时间是在2015年的1月31日,此时正值春节期间,往往会发生流动人口大规模跨省转移就业。为缓解上述事件对估计结果造成的影响,本文在基准回归的基础上,逐步剔除可能受春节后流动人口转移就业影响月份。结果表明,无论是否剔除春节前后的两个月份,核心解释变量的系数都在1%的显著性水平下显著为正,表明本文的估计结果并未受到春节后流动人口大规模转移就业的影响。

^① 第五届文明城市公布时间是2017年11月,而本文的样本期间是2013年1月到2017年3月。

五、进一步分析与讨论

(一)潜在机制分析

1. 城市质量提升机制

首先验证“全国文明城市”品牌的城市质量提升效应。本文借鉴白先春等(2005)以及 Mittal 等(2020)的分类与做法,并结合《全国文明城市测评体系》中的相关指标,选取了四个能代表城市质量的特征变量,分别为医疗资源、教育资源、空气污染状况和劳动力需求。^①其中,医疗资源与教育资源代表了该城市的公共品供给情况,空气污染状况代表了该城市的环境质量,劳动力需求代表了该城市的就业机会。本文首先基于前述倾向得分匹配的结果,在地级市层面估计了城市品牌对上述城市特征的影响,回归结果见表 3 第(1)列至第(4)列。结果显示,核心解释变量 *altertreat_post* 对医疗资源、教育资源以及劳动力需求的影响显著为正,对空气污染的影响显著为负,说明城市品牌有助于医疗资源和教育资源的提升和环境质量的改善,并提高了本地各行业对劳动力的需求。上述结果均表明,城市品牌的获取有助于提升城市质量。另外,本文再次验证全国文明城市的城市质量是否是城市品牌吸引流动人口的关键。具体来说,本文依据前述四大指标的均值,构造了相应的虚拟变量,并将其与核心解释变量进行交互,来考察城市质量对流动人口就业意愿程度 (*jobindex*) 的影响。^②在控制滞后一期的经济发展水平、政府规模等城市特征变量、当期文明城市搜索指数以及年份和备选城市固定效应的基础上,表 3 第(5)列至第(8)列的回归结果显示,医疗资源(*hmed*)、教育资源(*hedu*)以及劳动力需求(*hbindex*)与城市品牌的交互项均显著为正,说明在公共品供给水平更高、就业机会更多的地区,“全国文明城市”的品牌更能提高流动人口前往该城市就业的意愿程度。空气污染(*hpm25*)与城市品牌的交互项均显著为负,说明相比于污染程度较轻的城市而言,污染程度较严重的城市难以有效提高流动人口前往就业的意愿程度。综合上述分析,“全国文明城市”的品牌可以提升城市质量,而更高的城市质量可以有效提高流动人口前往该城市工作的意愿程度。

表 3 全国文明城市的质量提升机制

	<i>alterdoctor</i>	<i>alterlnpedu</i>	<i>alterlnmp25</i>	<i>alterbindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>jobindex</i>
	医疗资源	教育资源	空气污染	劳动力需求	就业意愿程度			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>altertreat_post</i>	0.4806*** (0.1558)	0.0304** (0.0128)	-0.0295** (0.0140)	0.1441** (0.0566)	0.3230*** (0.0258)	0.2571*** (0.0257)	0.4558*** (0.0279)	0.3445*** (0.0238)
<i>hmed</i>					0.0871*** (0.0244)			
<i>altertreat_post×hmed</i>					0.0777** (0.0306)			
<i>hedu</i>						-0.0031 (0.0173)		
<i>altertreat_post×hedu</i>						0.2042*** (0.0257)		
<i>hpm25</i>							0.0173 (0.0229)	

① 在此处用的是当期值而非滞后值。

② 感谢审稿人提出的宝贵意见,流动人口就业意愿程度(*jobindex*)的度量方式见前文。

续表3 全国文明城市的质量提升机制

	<i>alterdoctor</i>	<i>alterlnpedu</i>	<i>alterlnmp25</i>	<i>alterbindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>jobindex</i>
	医疗资源	教育资源	空气污染	劳动力需求	就业意愿程度			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>altertreat_post</i> × <i>hpm25</i>							-0.1260*** (0.0283)	
<i>hbindex</i>								0.0284* (0.0148)
<i>altertreat_post</i> × <i>hbindex</i>								0.0312* (0.0166)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 425	1 426	1 426	1 421	5 932	5 932	5 932	5 932
<i>R</i> ²	0.9589	0.9814	0.9321	0.8802	0.8040	0.8049	0.8033	0.8031

2. 品牌信号传递机制

本文已经证明,城市品牌是一种有价值的信号,其核心价值在于城市质量的高低。在此基础上,本文认为媒体关注发挥了重要的信号传递作用,直接提高了流动人口对文明城市的关注程度,并进一步提高其前往文明城市就业的意愿程度。因此,本文基于不同关键词的百度指数,探讨了“全国文明城市”的品牌信号是否能有效传递给流动人口以及流动人口接收到该信号后的相关反应。首先,本文以流动人口对文明城市的关注程度(*wmindex*)作为被解释变量,对城市品牌是否引起更高的媒体关注进行检验。回归结果见表4第(1)列,在控制经济发展水平、政府规模、互联网基础等变量以及年份与备选城市所在省份固定效应的基础上,核心解释变量的估计系数显著为正,表明备选城市获得

表4 “全国文明城市”品牌的信号传递机制

	<i>wmindex</i>	<i>jobindex</i>	<i>inthiscity</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>altertreat_post</i>	0.0144*** (0.0040)	-0.0579 (0.1078)	-0.0048 (0.0043)
<i>wmindex</i>		-0.0031 (0.0317)	
<i>altertreat_post</i> × <i>wmindex</i>		0.1368** (0.0558)	
<i>jobindex</i>			0.0239*** (0.0027)
<i>altertreat_post</i> × <i>jobindex</i>			0.0161*** (0.0031)
控制变量	控制	控制	控制
省份、年份固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	6 003	5 979	1 121 055
<i>R</i> ²	0.2031	0.6344	

“全国文明城市”称号后,媒体宣传力度加大,提高了潜在流动人口对文明城市的关注程度。其次,本文进一步验证,在关注度提升的情况下,流动人口是否更愿意去该文明城市就业。具体来说,以各户籍省份对前往*X*(城市)就业的意愿程度(*jobindex*)为被解释变量,将核心解释变量(*altertreat_post*)、媒体关注(*wmindex*)以及两者的交互项共同加入模型中。表4第(2)列的回归结果显示,交互项在5%显著性水平上显著为正,说明文明城市的品牌信号确实可以提高流动人口前往文明城市就业的意愿程度。最后,本文从个体层面,对流动人口的就业选址决策进行验证。将就业意愿程度(*jobindex*)及其与核心解释变量(*altertreat_post*)的交互项加入基准模型(1)中,结果见表4第(3)列,*jobindex*及其与*altertreat_post*的交互项均显著为正,说明就业意愿程度越高,流动人口迁入该城市的概率越高,并且“全国文明城市”的品牌信号具有放大这一正向效应的作用。总的来看,当城市获得“全国文明城市”荣誉称号后,潜在的迁入人口对文明城市的

关注程度上升,同时前往该城市就业的意愿程度也上升,实际进入该城市工作的概率也显著提高。

(二)异质性分析^①

1. 基于信息传递的异质性分析

我们选取每万人域名数、IP地址占比、互联网接入端口数三个指标,依据各指标的均值将各户籍省份划分为互联网基础水平较高的省份与较低的省份,并进行分组回归。结果显示,获选“全国文明城市”称号对流动人口就业选址决策的促进作用主要体现在互联网基础较好的户籍省份,对互联网基础资源较差的户籍省份作用非常有限。这主要是因为,以互联网为代表的信息技术全面提升了流动人口获取信息的能力。在缺乏强有力的信号显示机制下,流动人口仅能够通过同乡关系了解目的城市的相关信息。因此,本文基于备选城市中与来自相同户籍省份的流动人口占比的均值,将流动人口划分为流向高同乡关系和低同乡关系的备选城市子样本,进一步考察同乡关系的异质性效果。结果显示,核心解释变量的系数仅在拥有较高同乡关系的样本中显著。

2. 基于个体特征的异质性分析

本文基于个体层面的年龄、是否有子女等特征考察了获选“全国文明城市”称号对流动人口就业选址决策的异质性影响。回归结果显示,获选“全国文明城市”称号对青年流动人口的就业选址决策有显著的正向影响,对中老年流动人口的影响不显著。同时,获选“全国文明城市”称号只会对育有子女的流动人口就业选址决策产生影响,这是因为育有子女的流动人口承担着更大的生存压力,在就业地选择时会考虑未来收入水平和子女受教育环境。

(三)后果分析^②

现实中,流动人口进入新城市后会面临诸多问题。例如,公共服务可及性低、子女入学困难、融入度不高等。“全国文明城市”评比不仅关注精神文明的建设,同时也关注物质资源的供给是否充足。因此,本文分别从流动人口的公共医疗保险参与情况、子女本地入学情况、流动人口满意度及社会融合度四个方面,对流动人口进入文明城市后的公共福利状况进行考察。

1. 公共医疗保险参与

已有研究表明,公共医疗保险的本地参保率较低是造成流动人口基本公共卫生服务利用率偏低的重要原因(郭静等,2016)。因此,本文利用2013—2017年各地新流入的流动人口医疗保险参与信息,考察城市品牌是否提高了流动人口在本地参加公共医疗保险的概率。^③根据回归结果,流入获选“全国文明城市”称号城市的流动人口在本地参加公共医疗保险的概率将显著提高11%。考虑到仅有参与公共医疗保险的流动人口才有机会选择在本地参保还是在户籍所在地参保,因此本文基于流动人口是否参加公共医疗保险的信息,利用Heckman两步法对前述结果进行检验,核心解释变量的系数显著为正,而IMR的估计系数不显著,表明样本不存在选择偏差问题,前述结果具有较强的稳健性。

2. 子女本地入学机会

本文继续考察流动人口进入文明城市后,其子女接受本地公立学校教育的机会是否增加。本文单独使用2013年的问卷,筛选出有子女且子女年龄在5至18岁间的流动人口样本。根据子女就读学校是否为本地公立学校、子女现居住地是否在本地来判断流动人口的子女是否在本

^① 受篇幅限制,文中未列示异质性分析结果,如有需要可向作者索取。

^② 限于篇幅,分析表格省略,感兴趣的读者可向作者索取。

^③ 其中,公共医疗保险包括新型农村合作医疗、城镇居民医疗保险以及城镇职工医疗保险。

公立学校就学,如果子女在本地公立学校就学,则 *EduAccess* 赋值为 1,否则赋值为 0。根据回归结果,核心解释变量的估计系数在 1% 的显著性水平下显著为正,且在使用倾向得分匹配的方法^①后依旧稳健。

3. 满意度与社会融合度

本文选取了调查问卷中四个具有代表性的问题,^②构建四个反映居住地满意度和社会融合度的变量(*Sat1-4*)。由于四个问题的回答在数据分布有明显的右偏特征,^③本文对这四个变量的赋值进行调整:若被调查者对该问题的回答为“完全同意”,则将该变量赋值为 1,否则赋值为 0。变量 *Sat1* 至 *Sat4* 分别代表流动人口是否喜欢现居住地、是否关注现居住地变化、是否愿意融入本地和是否认为本地人愿意接纳自己。根据回归结果,核心解释变量的系数均在 1% 的显著性水平下显著为正,说明获选“全国文明城市”称号可以显著提高流动人口对迁入地的满意度,同时也将提高流动人口的社会融合度。^④

六、结论与政策建议

本文利用“全国文明城市”获选名单公布这一准自然实验,研究了城市品牌对流动人口就业选址决策的影响,并深入探讨了其中的机制。研究发现,“全国文明城市”这一品牌显著提高了流动人口迁入概率。而且“全国文明城市”品牌提高了城市质量,进一步发挥了其在公共品提供、环境质量与就业机会方面的比较优势,并以此提高流动人口的就业意愿与就业概率。另外,媒体提高了流动人口对文明城市的关注,进而提高流动人口的迁入概率。城市品牌的流动人口吸引作用主要集中在互联网基础较好的户籍省份以及年轻人群体、育有子女的群体之中。而文明城市对流入人口的公共福利与心理状况也产生了积极的影响。

本文对于政策设计具有以下启示意义。第一,对于地方政府而言,需要充分认识城市品牌的重要作用,积极打造具有影响力的城市品牌,着力提高城市核心竞争力。本文研究结果表明,城市的品牌化路径需要紧紧围绕人民福祉来进行,以群众需求为导向,提高公共服务供给水平,改善生态环境状况和提高劳动力就业机会,更好地发挥城市品牌对流动人口的吸引作用。第二,地方政府需要合理利用新媒体技术,有效加强城市形象宣传和城市品牌推介。同时,政府部门以及社交媒体应对内容质量进行把控,营造健康的城市品牌传播环境。第三,提高公共服务的均等化水平,改善流动人口的福利状况。城市品牌可以对流入人口的公共福利与心理状况产生积极的影响。因此,地方政府应重视流动人口的福利状况,多手段提高流动人口公共医疗保险的本地参保率,解决流动人口子女就学问题,营造良好的社会氛围,积极推动社会融合。

主要参考文献:

[1]白先春,凌亢,朱龙杰,等.我国县级城市发展质量综合评价——以江苏省县级市为例[J].统计研究,2005,(7): 51-54.

① 具体来说,以前述控制变量为匹配变量,采用最近邻匹配的方法,按照 1:4 的比例对流动人口样本进行筛选。

② 四个问题分别为:我喜欢我现在居住的城市;我关注我现在居住城市的变化;我很愿意融入本地人当中成为其中一员;我觉得本地人愿意接受我成为其中一员。回答的选项分别为完全不同意、不同意、基本同意以及完全同意。

③ 例如对“我觉得本地人愿意接受我成为其中一员”问题的回答,“完全同意”的样本约占 29.07%，“基本同意”的样本约占总样本的 62.35,“完全不同意”或“不同意”的样本分别占 2.24% 和 1.12%。

④ 为解决潜在的指标构造问题,本文分别采用调整被解释度量方式和有序离散模型进行稳健性检验。两种稳健性检验的核心解释变量估计系数显著为正,表明原有回归结果是稳健的。

- [2]龚锋, 李博峰, 卢洪友. 文明城市的民生效应分析——来自地级市的准自然实验证据[J]. 云南财经大学学报, 2018, (12): 3-17.
- [3]郭静, 邵飞, 范慧, 等. 流动人口基本公共卫生服务可及性及影响因素分析[J]. 中国卫生政策研究, 2016, (8): 75-82.
- [4]李莉, 高洪利, 陈靖涵. 中国高科技企业信贷融资的信号博弈分析[J]. 经济研究, 2015, (6): 162-174.
- [5]刘生龙. 中国跨省人口迁移的影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (4): 83-98.
- [6]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, (10): 134-146.
- [7]逯进, 赵亚楠, 苏妍. “文明城市”评选与环境污染治理: 一项准自然实验[J]. 财经研究, 2020, (4): 109-124.
- [8]石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展?——基于环境规制与交易成本视角[J]. 产业经济研究, 2019, (6): 27-38.
- [9]宋弘, 罗长远, 栗雅欣. 对外开放新局面下的中国国家形象构建——来自“一带一路”倡议的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2021, (1): 241-262.
- [10]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, (11): 102-117.
- [11]王伟同, 谢佳松, 张玲. 人口迁移的地区代际流动偏好: 微观证据与影响机制[J]. 管理世界, 2019, (7): 89-103.
- [12]王兆华, 马俊华, 张斌, 等. 空气污染与城镇人口迁移: 来自家庭智能电表大数据的证据[J]. 管理世界, 2021, (3): 19-33.
- [13]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, (10): 78-90.
- [14]姚鹏, 张泽邦, 孙久文, 等. 城市品牌促进了城市发展吗?——基于“全国文明城市”的准自然实验研究[J]. 财经研究, 2021, (1): 32-46.
- [15]张萃. 外来人力资本、文化多样性与中国城市创新[J]. 世界经济, 2019, (11): 172-192.
- [16]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, (4): 81-97.
- [17]赵颖, 石智雷. 城镇集聚、户籍制度与教育机会[J]. 金融研究, 2017, (3): 86-100.
- [18]朱金鹤, 王雅莉, 侯林岐. 文明城市评比何以促进劳动力流入?——来自地级市的准自然实验证据[J]. 产业经济研究, 2021, (3): 43-56.
- [19]Agrawal D R, Foremny D. Relocation of the rich: Migration in response to top tax rate changes from Spanish reforms[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2019, 101(2): 214-232.
- [20]Banzhaf H S, Walsh R P. Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout[J]. *American Economic Review*, 2008, 98(3): 843-863.
- [21]Kleven H J, Landais C, Saez E, et al. Migration and wage effects of taxing top earners: Evidence from the foreigners' tax scheme in Denmark[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(1): 333-378.
- [22]Laroche M, Habibi M R, Richard M O, et al. The effects of social media based brand communities on brand community markers, value creation practices, brand trust and brand loyalty[J]. *Computers in Human Behavior*, 2012, 28(5): 1755-1767.
- [23]Mittal S, Chadchan J, Mishra S K. Review of concepts, tools and indices for the assessment of urban quality of life[J]. *Social Indicators Research*, 2020, 149(1): 187-214.
- [24]Rosenbaum P R, Rubin D B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1984, 79(387): 516-524.
- [25]Tiebout C M. A pure theory of local expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5): 416-424.

City Brand and Migrants' Job Location Choice

Chen Jiahe, Wu Yiping, Li Pengfei

(School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics,
Shanghai 200433, China)

Summary: “National Civilized City” is a comprehensive honorary title reflecting the overall civilization level of the city, and it is the highest honor in the national evaluation of cities. A growing number of local governments have taken it as an important path to improve the city's competitiveness, especially the competitiveness in agglomerating and reorganizing labors. In the context of the increasingly severe situation of labor supply, it is important to figure out whether city brand can improve the quality of city life and attract more migrants.

This paper takes “National Civilized City” as a quasi-natural experiment and investigates the impact of city brand on the probability of migrants' location as well as the mechanism behind. Using data from the National Migrant Dynamics Monitoring Survey from 2013 to 2017, this paper constructs a dataset that contains individual migration decision, alternative city set and alternative city characteristics based on the results of PSM at the city level. It estimates the casual effect using the Conditional Logit Model, and the result shows that city brand has a significantly positive effect on the city's migrant inflows. Specifically, after being awarded the title of “National Civilized City”, it will lead to a 1.13 percentage point increase in the probability of migrants moving to the city. The mechanism is that being awarded the title of “National Civilized City” can attract migrants by improving the quality of city life, such as public goods level, environmental quality and employment opportunities. Also, media coverage of this city will increase immediately after being awarded the title of “National Civilized City”. Specifically, after the list of “National Civilized City” is announced, the monthly information index of “National Civilized City” by each civilized city increases by 1.44 percentage point. Besides, the positive impact of “National Civilized City” is mainly concentrated among young people and groups with children. Finally, after flowing into “National Civilized City”, both the local enrollment probability of public medical insurance and the local enrollment probability of children will increase significantly, and migrants' satisfaction with the city will be improved.

This paper contributes to two different strands of literature. First, it is related to exploring drivers of migrants' job location choice. Second, it identifies the important role of media coverage in passing the signal from city brand to migrants, which broadens the research on the impact of product or corporate branding. Besides, the findings of this paper have implications for policy to agglomerate labors. Local governments need to fully understand the importance of city brand and shape the core-value of city brand by promoting people's well-being. A reasonable usage of new media technologies to effectively strengthen city image publicity as well as the promotion of city brand are also helpful. Meanwhile, local governments should focus on improving the level of equalization of public services, so that both the welfare of migrants and social integration can be effectively improved.

Key words: city brand; the title of “National Civilized City”; migrants; job location choice; media coverage

(责任编辑 顾 坚)