

# 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

朱金鹤,王雅莉,侯林岐

(石河子大学经济与管理学院,新疆石河子 832003)

**摘要:**全国文明城市是含金量最高的城市品牌,也是吸引劳动力流入的“金字招牌”。基于2006—2018年中国272个城市的面板数据,将文明城市评比作为一项准自然实验,通过多期双重差分方法,评估文明城市评比对入选城市劳动力流入的政策效应及其作用机制。研究发现:第一,文明城市品牌具有向流动劳动力传递信号的功能,获评文明城市称号的地区能够吸引劳动力流入,该结论在多种稳健性检验与安慰剂检验中依然成立;但文明城市并不是吸引劳动力流入的唯一品牌,低碳城市与创新型城市同样具备城市品牌的信号效应。第二,创建文明城市的过程也是创造公共价值的过程,文明城市评比能够激励地方政府提高包括教育、医疗、文体、交通和环境在内的公共服务供给水平,进而对劳动力流入形成有效拉力。第三,包括行政层级、发展线级、地理位置、经济实力与财政自主在内的城市特质均会影响到文明城市对劳动力的吸引。研究结论既为文明城市创建的公共价值属性提供了理论支持,也为劳动力流动背后的城市品牌原因提供了研究参考。

**关键词:**城市品牌;文明城市评比;公共服务供给;公共价值;劳动力流入;双重差分模型

**中图分类号:**F062.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-9301(2021)03-0043-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.03.004

## 一、引言

人口是城市发展的生产力与消费力,人才是城市建设的驱动力与创新力。回顾改革开放40多年历程,充足的劳动力供给所带来的人口红利,无疑是产生中国经济增长奇迹的重要原因<sup>[1-2]</sup>,然而人口红利却并非用之不竭。2019年,中国社会科学院发布的《中国人口与劳动问题报告》指出:中国的人口负增长已经势不可挡,亟须从现下开始展开研究并进行政策储备。从现实情况来看,一方面,我国的人口红利逐步衰减,劳动力市场供求关系已迎来结构性转变:国家统计局数据显示,自2012年以来,我国劳动年龄人口的数量和比重已经出现连续8年双降,8年间劳动年龄人口减少了4000余万人<sup>①</sup>;部分二、三、四线城市面临着本地人口向发达大都市圈外流的现象,人口净迁移率为负的压力日益趋紧。另一方面,面对人口红利衰减的形势,地方政府的争夺标的已由资源争夺转向人力争夺:自2017年以来,城市间的“抢人大战”就已拉开帷幕,武汉推出“大学生低门槛”落户政策,西安推出“三放四降”落户政策,长沙、成都、天津、南京等十余城也相继出台人才新政<sup>[3]</sup>。

收稿日期:2021-02-20;修回日期:2021-04-20

**作者简介:**朱金鹤(1979—),女,新疆昌吉人,石河子大学经济与管理学院教授、博士生导师,研究方向为制度经济学与区域经济学;王雅莉(1994—),女,河南安阳人,通讯作者,石河子大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为环境经济学与区域经济学;侯林岐(1994—),男,河南商丘人,石河子大学经济与管理学院博士研究生,研究方向为城市经济学与产业经济学。

**基金项目:**国家社会科学基金一般项目(15BJL079);国家社会科学基金一般项目(14BJY204);兵团社会科学基金项目(19YB13)

与此同时,地方政府也开始聚焦于塑造城市品牌来提升城市吸引力<sup>[4]</sup>。一方面,这种品牌塑造包含了城市历史、城市风貌与城市精神等城市文化领域。另一方面,这种品牌塑造也包含了地方政府围绕中央意志参与各类评比所获得的城市荣誉领域,例如近些年来在全国各地如火如荼开展的文明城市、低碳城市、创新型城市与智慧城市评比。其中,文明城市因考核方式严格、创建难度大,被视为城市综合类评比中的“最高荣誉”与城市综合性称号中的“金字招牌”<sup>[5-6]</sup>。相比于其他评比,文明城市评比具有如下特征:第一,评比内容较为全面地覆盖了公共福利和公共服务供给领域。评比标准涉及“科教文卫体稳步发展,社会事业全面进步;基础设施较为完善,生态环境优良<sup>②</sup>”,并在考核体系内加入了“健康向上的人文环境、安居乐业的生活环境、可持续发展的生态环境”<sup>[4]</sup>。第二,评比周期更稳定且参与热度更高。2003年中央文明委在全国范围内正式启动文明城市评比,2005年产生第一批文明城市,此后保持3至4年一评,截止到2020年已经产生6批文明城市,覆盖146个地级市,数量上居各类评比之首。第三,评比方法与评比程序更加严谨。文明城市评比具有海选制度和复查制度,地方需提前获得“全国创建文明城市工作先进城市”称号,方有资格获得参赛入场券<sup>[5]</sup>,且中央文明办会定期淘汰已获称号但出现《全国文明城市创建动态管理措施(负面清单)》所列问题的城市<sup>[7]</sup>。

地方政府之间的人才竞争催生了政策制度对劳动力决策匹配影响的研究需要。目前,与本文研究主旨密切相关的文献主要包含两类。一类文献聚焦于城市层面因素对劳动力流入的影响。Ganong and Shoag<sup>[8]</sup>、邓国营和冯倩<sup>[9]</sup>均认为包括工资、失业率和房价在内的城市经济因素是吸引劳动力流动的最主要因素。此外,城市社会因素也对劳动力流入有着不可忽视的作用,比如城市宜居性、公共服务供给与文化差异等<sup>[10-11]</sup>。值得注意的是,随着民众对美好生态环境的诉求日益强烈,城市生态文明与劳动力迁移之间的关系得到了学界的广泛关注。张海峰等<sup>[10]</sup>、孙伟增等<sup>[12]</sup>、张义和王爱君<sup>[13]</sup>均曾指出城市生态健康、空气污染等城市生态文明因素对劳动力迁移的作用愈发明显。第二类文献侧重于政府政策因素对劳动力流入的影响,但国内相关研究尚不多见<sup>[3]</sup>。吴耀国等<sup>[3]</sup>构建了一个人才招引政策下城市间人口迁移的理论分析模型,实证评估了城市“抢人”政策的人口效应。姚鹏等<sup>[4]</sup>从城市试点政策出发,证明了城市品牌价值的塑造可以提高城市总产值、常住人口和土地价格,促进城市发展。

毫无疑问,地方政府对城市评比的积极参与确有“广栽梧桐,争引凤凰”的意味,那么劳动力是否会因为城市品牌而“绕树三匝,择此而依”?劳动力更青睐哪个城市品牌?文明城市吸引劳动力在城市间迁移的内在机制是什么?纵观已有文献,发现其并不能回答上述问题。基于此,本文将文明城市评比作为一项准自然实验,考察获评文明城市对劳动力流入的影响。可能带来边际贡献包括:第一,在研究视角上,文明城市吸引劳动力流入的影响机理有别于学界所聚焦的城市生态文明,并且已有研究缺乏对城市品牌与劳动力流入关系的探讨,而文明城市作为含金量最高的城市品牌,为研究的开展提供了契机。因而本文采用获评文明城市这一全新视角来揭示劳动力选址的宏观趋势,在一定程度上扩充了有关政府政策因素对劳动力流入影响的研究视野。第二,在研究机制上,尚未有文献指明文明城市创建具备公共价值属性,或者关注到公共服务供给可能是连接文明城市与劳动力流入的潜在桥梁。因而本文将公共服务供给引入中介效应模型,探讨了文明城市吸引劳动力在城市间迁移的内在机制,在一定程度上能够拓展城市品牌吸引劳动力流入的理论深度。第三,在研究内容上,相比于已有城市品牌研究,本文不仅考察了文明城市品牌对劳动力流入的政策效果,同时对比分析了低碳城市、创新型城市与智慧城市等一系列城市品牌对劳动力流入的政策效果,并且围绕城市的行政层级、发展线级、地理位置、经济实力、财政自主进行了异质性探讨。

## 二、研究机理与假说提出

文明城市评比促进入选城市劳动力流入的原因来自两个方面(见图1):一方面,文明城市品牌能够实现在不完全信息下向具有迁移意愿的劳动力传递信号的功能,即文明城市评比有助于提升入

选城市的知名度和认可度,因而能够吸引劳动力流入。另一方面,文明城市评比所考核的“人文环境、生活环境、生态环境”等具体指标,催生了文明城市创建的公共价值属性,这满足了流动劳动力的公共服务偏好,进而能够促进劳动力流入。具体的研究机理与假说提出如下。

### (一) 文明城市品牌的信号效应

品牌是一项不可忽视的无形资产和战略资源,地方政府通过投放宣传片来彰显城市文化,通过参与文明城市评比来获得城市荣誉,其

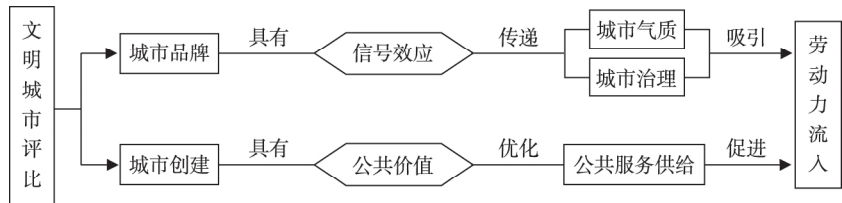


图1 文明城市影响劳动力流入的逻辑框架

目的均在于塑造城市的品牌价值<sup>[4]</sup>。城市品牌包含着城市文化与城市荣誉两个维度,城市品牌的塑造有利于地方政府针对不完全信息下的劳动力供求市场,向具有迁移意愿的劳动力传递信号。由于城市品牌的价值难以量化且不易合理度量,因而未有文献通过测度城市品牌来评价其具体功能;但文明城市作为中央宣传部与中央文明办所认定的“含金量最高的城市品牌”,是学界评价城市品牌价值的重要参考<sup>[4]</sup>,这为我们探索城市品牌的信号效应提供了契机。一方面,从城市文化的信号效应来讲,城市文化向劳动力传递的是城市生长的气质。文明城市显性传递了城市的物质文明、政治文明、社会文明、精神文明与生态文明<sup>[5]</sup>,而劳动力个体对城市的社会文化认同、生活习惯适应、精神情感向往是影响劳动力流入的“跃迁门槛”<sup>[14-15]</sup>。另一方面,从城市荣誉的信号效应来讲,城市荣誉向劳动力传递的是城市背后的治理能力。文明城市作为创建难度大的城市荣誉,获评城市背后必然具备更稳定的社会秩序、更公平的法治环境、更规范的市场环境、更舒适的生活环境,而这些均是劳动力流入的重要引力<sup>[11,16]</sup>。张天舒和王子怡<sup>[17]</sup>提出文明城市荣誉称号代表了治理绩效,具有国家价值分配工具的信号功能;刘松瑞等<sup>[18]</sup>则进一步提出,地方政府参与创城这种主动而为的治理模式并非针对已确立的目标来提升业绩,而是通过评比对已有治理绩效的信号表达。

### (二) 文明城市创建的公共价值

参与文明城市创建既是在更高层次、更高水平上推动城市发展,也是在更高标准、更高效率上创造公共价值<sup>[19]</sup>。从文明城市的评比细则来看,不难发现其中贯穿着中央致力于满足人民日益增长的美好生活需要的“人本导向”:在《全国文明城市测评体系》中,与公共福利相关的指标涵盖了群众安全感、贫困、失业与再就业、社会保障与救助、公共服务等多个领域<sup>[4,7,19]</sup>;值得关注的是,在公共服务供给领域又设置了高中阶段毛入学率>90%、每百人公共图书藏书量>160册、交通便捷程度的满意率>70%、环境保护投资指数>2.0%、卫生服务中心的满意率≥80%等定量指标,涉及教育供给、文体供给、交通供给、环境供给、医疗供给多个方面。从文明城市的相关研究来看,虽未有文献指出文明城市创建具备公共价值属性,但已有部分文献在实证过程中佐证了文明城市创建有益于公共事业发展:龚锋等<sup>[19]</sup>采用DID方法证明了城市在获取文明城市称号后,其基础设施、公用事业以及市政建设等硬件方面会发生改善;徐换歌<sup>[6]</sup>、逯进等<sup>[7]</sup>同样通过DID的方法证明了文明城市评比有利于环境供给质量提升,不同的是,徐换歌<sup>[6]</sup>认为文明城市评比通过强化环境规划和改善基础设施进而提升了环境供给水平,而逯进等<sup>[7]</sup>则认为文明城市评比通过促进技术创新和带动产业结构升级进而提升了环境供给水平。

### (三) 流动劳动力的公共服务偏好

劳动力的自由流动实现了“用脚投票”机制对地方公共服务供给的约束,文明城市评选实现了“人本导向”考核对地方公共服务供给的激励<sup>[16,20]</sup>。在户籍制度的限制下,中国的劳动力是否具有公共服务偏好成为影响文明城市能否吸引劳动力流入的关键问题。从理论上来看,城市空间均衡理

论认为劳动力的定居选址会受到收入(主要是指工资水平)、宜居性(如环境、公共服务等)及生活成本(如房价、物价)的影响<sup>[21-22]</sup>,人口迁移理论中的“推拉理论”则认为迁入地的环境因素(包括经济、产业、文化、公共服务供给等)均会从宏观层面对劳动力形成拉力<sup>[14-23]</sup>。从实践上来看,中国流动劳动力的公共服务偏好已得到学界的广泛证明:夏怡然和陆铭<sup>[16]</sup>利用人口抽样调查数据证明了流动劳动力会选择流向公共服务好的城市,尤其是基础教育和医疗服务供给水平高的城市。张亚丽和方齐云<sup>[11]</sup>、何炜<sup>[24]</sup>、洪俊杰和倪超军<sup>[22]</sup>均利用中国劳动力动态调查数据(CLDS)从微观视角证明了劳动力会流向教育、医疗、文化、卫生、环境等公共服务供给水平高的城市。其中,张亚丽和方齐云<sup>[11]</sup>指出,包含公共服务在内的人为舒适度是城市吸引劳动力流入的重要因素,但其影响程度小于工资的影响程度;洪俊杰和倪超军<sup>[22]</sup>指明了农民工这一特定劳动力也具有公共服务偏好;而何炜<sup>[24]</sup>则进一步指出高教育水平的劳动力对公共服务的偏好更强。

基于以上分析,本文提出:

假说1:文明城市品牌能够实现在不完全信息下向具有迁移意愿的劳动力传递信号的功能,通过评比获得文明城市称号的地方能够吸引劳动力流入。

假说2:文明城市评比的“人本导向”催生了文明城市创建的公共价值属性,激励了地方政府优化公共服务供给,这满足了流动劳动力的公共服务偏好,进而促进劳动力流入。

### 三、实证设计与数据说明

#### (一) 研究思路

截止到2020年,文明城市评比已经进行了6个批次,包含2005年的第一批次、2009年的第二批次、2011年的第三批次、2015年的第四批次、2017年的第五批次与2020年的第六批次,共计146个地级市<sup>③</sup>。本文的研究思路如下:第一,本文以地级市为研究对象,不包含县级市与市辖区。第二,考虑到数据有效性,以及2005年的文明城市评比尚不具有完备的评价体系,本文参考石大千等<sup>[5]</sup>、逯进等<sup>[7]</sup>的研究,剔除2005年第一批次获批的9个城市。第三,考虑到城市数据可得性,本文将研究时间固定在2006—2018年,不考虑2020年第六批次获批的42个城市,即以2009年、2011年、2015年、2017年4批共94个地级市作为实验组<sup>④</sup>,其他未获得文明城市称号的178个地级市作为对照组。

#### (二) 模型构建

本文将文明城市评比当作一项准自然实验,利用双重差分方法,考察文明城市评比是否能促进入选城市的劳动力流入。考虑到文明城市评比具有多个批次,因而参考姚鹏等<sup>[4]</sup>的研究方法,以政策在不同城市间实施的时序差异来构建多期双重差分模型,并控制了城市与年份的双向固定效应。设置基准回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \sum \alpha_2 control_{it} + \sum city + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$  和  $t$  分别表示城市和时间;  $Y_{it}$  表示被解释变量,即劳动力流动;  $DID_{it}$  为本文的核心解释变量,代表城市是否已经获评文明城市,比如城市  $i$  在  $t$  年时点处入选了文明城市,则在  $t$  年和  $t$  年之后  $DID_{it}$  均赋值为1,从未成功入选的城市  $i$  和在  $t$  年时点处尚未入选的城市  $i$ ,  $DID_{it}$  均赋值为0;  $control_{it}$  为一系列城市层面的控制变量;  $city$  和  $year$  为城市和年份的虚拟变量;  $\varepsilon_{it}$  为模型不可观测的随机误差项。若回归系数  $\alpha_1$  显著为正,则可认为文明城市评比促进了入选城市的劳动力流入。

#### (三) 数据说明

1. 被解释变量:劳动力流动(*labor*)。本文选用人口净变动作为劳动力流动的主要代理指标,并选用小学在校生净增长率(*student*)进行稳健性检验。一方面,根据第六次全国人口普查数据,90%的流动人口是适龄劳动力<sup>[13]</sup>,故而本文参考邓国营和冯倩<sup>[9]</sup>、韩军和孔令丞<sup>[25]</sup>的方法来测度城市劳动力流入,公式为劳动力流动人数=常住人口-户籍人口+户籍人口变动总量-本地人口自然增

长。另一方面,在校小学生代表着年轻人口潜力与其背后家庭所具有的适龄劳动力,且全国小学入学率接近百分之百,故而小学在校生净增长率也是学界认可的劳动力流入指标<sup>[26]</sup>,公式为小学在校生净增长率 = 小学在校学生数增长率 - 人口自然增长率。

2. 核心解释变量: 文明城市政策变量 ( $DID$ )。该变量的设定以城市是否出现在“中国文明网”所公布的文明城市名单中为依据。对于一般城市来讲:  $t \in$  [未获称号, 获得称号],  $DID_{it} = 0$ ;  $t \in$  [获得称号, 保持称号],  $DID_{it} = 1$ 。对于入选后又失去荣誉的城市来讲:  $t \in$  [未获称号, 获得称号],  $DID_{it} = 0$ ;  $t \in$  [获得称号, 失去称号],  $DID_{it} = 1$ ;  $t \in$  [失去称号, 重获称号],  $DID_{it} = 0$ ;  $t \in$  [重获称号, 保持称号],  $DID_{it} = 1$ <sup>⑤</sup>。

3. 中介变量: 公共服务供给。一般认为, 公共服务包含教育、医疗、环境、交通和文体共五个方面<sup>[22]</sup>。因而, 以高校、中学与小学的教师人数和来代表教育供给 (*education*), 以医院床位数来代表医疗供给 (*medicine*), 以绿地面积代表环境供给 (*green*), 以实有公共汽电车与实有出租汽车的数量之和代表交通供给 (*traffic*), 以公共图书馆图书藏量来代表文体供给 (*culture*)。

4. 控制变量: 工资水平、房价水平、人口总量、财政科教偏向、经济发展水平与产业工业偏向。其中, 工资水平 (*wage*) 以职工平均工资代表, 房价水平 (*house*) 以城市商品住宅平均销售价格代表, 人口总量 (*population*) 以城市年末常住人口数代表, 财政科教偏向 (*finance*) 以财政科教支出/财政总支出代表, 经济发展水平 (*pgdp*) 以人均 GDP 代表, 产业工业偏向 (*industry*) 以第二产业与第三产业的产值之比代表。

以上数据中, 城市房价数据来自 Wind 数据库, 文明城市名单来自“中国文明网”, 其他城市层面数据来自 2007—2019 年的《城市统计年鉴》, 在剔除一些空缺值和异常值较多的城市后, 最终保留下 13 年间 272 个地级市组成的面板数据。各变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量类别	变量名称	变量单位	均值	最小值	最大值	观测值
被解释变量	劳动力流动 ( <i>labor</i> )	万人	-31.596	-755.769	1513.537	3536
	小学在校生净增长率 ( <i>student</i> )	%	-0.015	-0.545	0.896	3536
核心解释变量	文明城市政策变量 ( $DID$ )	—	0.125	0	1	3536
中介变量	教育供给 ( <i>education</i> )	万人	3.737	0.172	16.341	3536
	医疗供给 ( <i>medicine</i> )	万张	1.587	0.078	13.581	3536
	环境供给 ( <i>green</i> )	万公顷	0.529	0.002	16.803	3536
	交通供给 ( <i>traffic</i> )	万辆	0.351	0.012	3.756	3536
	文体供给 ( <i>culture</i> )	亿册	0.199	0.000	13.749	3536
控制变量	工资水平 ( <i>wage</i> )	千元	41.049	4.958	320.626	3536
	房价水平 ( <i>house</i> )	元/平方米	3898.508	184.691	24364	3536
	人口总量 ( <i>population</i> )	万人	420.999	17.610	1476	3536
	财政科教偏向 ( <i>finance</i> )	%	19.646	0	38.685	3536
	经济发展水平 ( <i>pgdp</i> )	元	39907.070	99	290477	3536
	产业工业偏向 ( <i>industry</i> )	—	1.413	0.187	10.603	3536

## 四、实证结果分析

### (一) 基础回归结果

表 2 报告了多期双重差分模型 (1) 的回归结果, 即文明城市评比对入选城市劳动力流动的影响结果。其中, 本文以逐步回归法将政策变量、控制变量依次放入。第 (1) 列与第 (2) 列为普通最小二乘法 (OLS) 下未控制时间效应的单差分估计结果: 第 (1) 列只放入政策变量并控制城市效应, 第 (2) 列在第 (1) 列基础上加入控制变量。第 (3) 列与第 (4) 列为采用双向固定效应 (FE) 回归得到的多期双重差分估计结果: 第 (3) 列放入政策变量并控制时间效应与城市效应, 第 (4) 列在第 (3) 列基础上加入控制变量。第 (5) 列与第 (6) 列为采用可行广义最小二乘法 (FGLS) 得到的多期双重差分估计结果: 第 (5) 列放入政策变量并控制时间效应与城市效应, 第 (6) 列在第 (5) 列基础上加入了控制变量。

表 2 的回归结果初步证实了文明城市品牌是吸引劳动力流入的“金字招牌”。从 DID 的估计系数可以看出: 无论是否加入控制变量或控制时间效应与城市效应, 三种方法下入选文明城市对劳动力流入的政策效应均保持 1% 水平下的正向显著。这说明文明城市品牌在流动劳动力市场上备受青睐, 获评文明城市称号的地区通过传递城市品牌信号能够俘获流动劳动力的关注, 具有较强的劳动力吸引力。这可能是因为: 一方面, 获评文明城市象征着当地具备良好的公共安全体系、社会治安状况、城市环境面貌与社会公共秩序, 而安全、稳定、和谐的社会环境是劳动力产生归属感与幸福感的必要条件<sup>[10]</sup>; 另

一方面, 申报文明城市需连续两年人均 GDP 高于全国平均水平, 且其考核指标对人均 GDP 增速和人均可支配收入均有要求, 获评文明城市也意味着当地经济发展状况较好, 而城市经济因素也是学界公认的吸引劳动力流入的主要因素之一<sup>[9]</sup>。

## (二) 平行趋势检验

双重差分模型使用的重要前提是实验组与对照组在政策实施之前有相同的变化趋势<sup>[7]</sup>。本文借鉴陈晨和张广胜<sup>[27]</sup>、Alder *et al.*<sup>[28]</sup>的处理方法, 用城市在认定为文明城市的前三年和当年来构造时间哑变量并纳入回归模型, 如公式(2)所示:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \sum_{j=0}^{-3} (DID_{it} \times year\_j) + \sum \beta_1 control_{it} + \sum city + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中  $year\_j$  为政策实施前的时间哑变量, 即城市  $i$  入选文明城市前的年数, 将此虚拟变量和文明城市政策变量交乘。由于本文采用的文明城市批次包含四批, 则相对于 2009 年批次来讲,  $year\_0$  即为 2009 年,  $year\_1$  即为 2008 年,  $year\_2$  即为 2007 年,  $year\_3$  即为 2006 年, 以此类推。若  $DID_{it} \times year\_j$  的系数估计值不显著, 则说明实验组与对照组在政策实施前不存在显著的系统性差异。为避免批次效应的干扰, 本文将样本按照实施批次进行分样本回归, 如表 3 所示。

从回归结果中可以看出, 4 个批次中有 3 个批次通过了平行趋势检验。具体来看: 一方面, 2011 年批次、2015 年批次和 2017 年批次中, 时间哑变量与政策差分交乘项的回归系数在政策实施当年之前多数不显著, 仅一年显著为负, 说明政策实施前的实验组与对照组不存在显著差异。另一方面, 2009 年批次的时间哑变量与政策差分交乘项的系数均保持显著为负, 说明政策实施前的实验组与对照组之间存在显著差异。但由于 2009 年仅有 9 个城市获评, 占 4 个批次入选城市的 9.6%, 因而其并不影响双重差分模型估计的整体有效性。结果说明, 文明城市的劳动力流入在获得荣誉称号前, 与未获得此荣誉称号的城市相比, 整体上不存在显著性差异, 即满足双重差分模型的平行趋势假定。

表 2 基础回归结果

变量	OLS		FE		FGLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	41.870*** (4.976)	26.405*** (2.604)	25.063*** (2.795)	31.945*** (3.456)	25.063*** (4.983)	31.945*** (6.240)
<i>wage</i>		-0.053 (-0.315)		0.503* (1.842)		0.503*** (3.015)
<i>house</i>		0.016*** (8.668)		0.012*** (4.199)		0.012*** (9.799)
<i>population</i>		-0.552*** (-4.109)		-0.577*** (-3.560)		-0.577*** (-10.072)
<i>finance</i>		5.064*** (5.534)		2.958** (2.405)		2.958*** (6.368)
<i>pgdp</i>		0.003*** (11.309)		0.001*** (3.919)		0.001*** (10.840)
<i>industry</i>		-20.149*** (-4.792)		-1.675 (-0.540)		-1.675 (-0.594)
<i>_cons</i>	-8.078 (-0.190)	407.772*** (2.958)	-4.977 (-1.397)	165.407*** (2.596)	10.454 (0.546)	479.244*** (8.353)
时间固定	NO	NO	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536
R <sup>2</sup>	0.382	0.496	0.504	0.541	—	—
N	272	272	272	272	272	272

注: \*、\*\*和\*\*\*表示在 10%、5%和 1% 的显著性水平上显著, 括号内数值为  $t$  值。

## (三) 稳健性检验

1. PSM-DID。为避免文明城市荣誉称号的获得并非完全随机的选择结果,也为规避其他不可观测、不随时间变化的因素所导致的城市劳动力吸引力差异,本文采用倾向得分匹配的双重差分方法对回归结果进行稳健性检验。参照逯进等<sup>[7]</sup>的研究方法,本文选择控制变量作为协变量,基于logit模型采用“k近邻匹配法”进行假设检验,最终得到匹配后样本3426个。从表4列(1)中可以发现,文明城市的政策效应依然在1%的水平下正向显著,这证明了基础回归结果的稳健性。

2. 更换被解释变量。小学在校生净增长率大于零,间接代表了小学生背后的家庭劳动力流入<sup>[26]</sup>因而本文采用该指标作为劳动力流动的代理变量重新回归,结果如表4的第(2)列与第(3)列所示。可以发现,更换被解释变量后,文明城市对劳动力流入的吸引力依然显著,但显著性水平较之于基准回归中DID对劳动力流动的估计系数大大降低。这一方面证明了文明城市对劳动力流入的政策效果真实存在,另一方面证明了相比于小学在校生净增长率,以人口净变动反映劳动力流入更为直接。

3. 剔除省会城市与一、二线城市。为了规避样本的选择偏差,本文在剔除26个省会城市和38个一、二线城市<sup>⑥</sup>的基础上重新回归,结果如表4的第(4)列与第(5)列所示。可以发现,回归结果仍然保持1%水平下的正向显著,佐证了基础回归结果的稳健性。其中,剔除省会城市后的DID系数估计值与基础回归相比有小幅下降,剔除一、二线城市后的DID系数估计值相较于基础回归降低甚多,表明一、二线城市获评文明城市的劳动力吸引力远大于省会城市。

4. 反向因果检验。由于政策冲击相对于实验主体而言一般是外生的,所以多数情况下使用双重差分法不会存在反向因果问题<sup>[7]</sup>。但反向因果不能只靠主观判断,还需要通过实证分析是否存在劳动力大量流入的城市更偏好参与文明城市评比的可能性。考虑到正式获评文明城市需在两年前

表3 平行趋势检验

变量	2009年批次 (1)	2011年批次 (2)	2015年批次 (3)	2017年批次 (4)
<i>DID</i> × <i>year</i> 2006	-36.082*** (-3.009)			
<i>DID</i> × <i>year</i> 2007	-26.228*** (-3.265)			
<i>DID</i> × <i>year</i> 2008	-24.537*** (-3.401)	-11.385 (-0.305)		
<i>DID</i> × <i>year</i> 2009	-28.740*** (-3.523)	-18.743 (-0.061)		
<i>DID</i> × <i>year</i> 2010		-3.804 (-0.792)		
<i>DID</i> × <i>year</i> 2011		12.606** (2.267)		
<i>DID</i> × <i>year</i> 2012			6.579 (1.307)	
<i>DID</i> × <i>year</i> 2013			-17.886** (-2.026)	
<i>DID</i> × <i>year</i> 2014			8.309 (1.520)	-13.039 (-0.344)
<i>DID</i> × <i>year</i> 2015			10.564* (1.791)	-1.338 (-0.214)
<i>DID</i> × <i>year</i> 2016				-7.366 (-0.904)
<i>DID</i> × <i>year</i> 2017				19.070*** (3.121)
_cons	193.426** (2.582)	213.151*** (2.789)	191.518** (2.503)	286.189*** (3.164)
时间固定	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
Obs	2431	2613	2678	2756
R <sup>2</sup>	0.566	0.561	0.566	0.592
N	187	201	206	212

注: \*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内数值为*t*值。

表4 稳定性检验

变量	PSM-DID (1)	小学在校生净增长率 (2)	剔除省会 (3)	剔除一、二线城市 (4)	剔除一、二线城市 (5)
<i>DID</i>	29.478*** (3.328)	0.009* (1.957)	0.012** (2.146)	30.526*** (2.711)	18.670*** (3.111)
_cons	190.659*** (2.689)	-0.025*** (-6.698)	-0.034*** (-4.418)	349.066*** (4.259)	346.871*** (12.271)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	NO	YES	YES	YES
Obs	3426	3536	3536	3198	3042
R <sup>2</sup>	0.563	0.106	0.094	0.578	0.595
N	272	272	272	246	234

注: \*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内数值为*t*值。

参与报名,并获得“全国创建文明城市工作先进城市”称号,因而如果文明城市评比与劳动力流入之间存在反向因果,那么至少在两年前劳动力流入就会激励地方参与文明城市创建直至获评。基于此,本文以文明城市评比作为被解释变量,以滞后两期的劳动力流动作为解释变量进行回归,结果如表5所示。可以发现,劳动力流动并没有影响文明城市获评。这可能是由于文明城市的考核指标中没有涉及对人口总量的要求,所以一方面地方因流入劳动力而去参评文明城市的动机并不存在,另一方面中央因劳动力流入而产生政策倾斜的可能性也不存在。因此,不存在反向因果问题。

5. 排除其他政策的影响。为排除其他城市评比政策对文明城市政策效应产生的干扰,也为考察其他城市品牌是否对流动劳动力具有信号效应,本文参考石大千等<sup>[5]</sup>、逯进等<sup>[7]</sup>的研究,将智慧城市、创新型城市与低碳城市三种政策逐步纳入回归模型,以证明文明城市对劳动力流入的净效应。如果回归结果中 *DID* 不显著,则可认为文明城市对劳动力的吸引是有赖于其他城市品牌而存在的,基础回归结果不具备可信性。回归模型如下:

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \gamma_2 ZH_{it} + \gamma_3 CX_{it} + \gamma_4 DT_{it} + \sum \gamma_5 control_{it} + \sum city + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, *DID* 是文明城市的政策变量, *ZH* 反映智慧城市对劳动力流入的作用, *CX* 反映创新型城市对劳动力流入的作用, *DT* 反映低碳城市对劳动力流入的作用。具体设置如下: (1) 首批智慧城市设立于 2012 年,最新批次是 2014 年。对于分组虚拟变量,将同时具有文明城市与智慧城市称号的设置为 1,其他城市设置为 0;对于时间虚拟变量,将 2012—2018 设置为 1,其他年份设置为 0;通过将分组虚拟变量和时间虚拟变量交乘,构造 *ZH*,以衡量智慧城市对劳动力流入的影响。(2) 首批创新型城市设立于 2008 年,最新批次是 2018 年。对于分组虚拟变量,将同时具有文明城市与创新型城市称号的设置为 1,其他城市设置为 0;对于时间虚拟变量,将 2008—2018 年设置为 1,其他年份设置为 0;通过将分组虚拟变量和时间虚拟变量交乘,构造 *CX*,以衡量创新型城市对劳动力流入的影响。(3) 首批低碳城市设立于 2010 年,最新批次是 2017 年。对于分组虚拟变量,将同时具有文明城市与低碳城市称号的设置为 1,其他城市设置为 0;对于时间虚拟变量,将 2010—2018 年设置为 1,其他年份设置为 0;通过将分组虚拟变量和时间虚拟变量交乘,构造 *DT*,以衡量低碳城市对劳动力流入的影响。结果如表 6 所示。

表 5 逆向因果检验

变量	全样本 (1)	2009 年批次 (2)	2011 年批次 (3)	2015 年批次 (4)	2017 年批次 (5)
<i>labor</i> (滞后两期)	0.001 (0.901)	0.002 (1.531)	0.003 (1.344)	0.001 (0.289)	-0.001 (-0.801)
<i>_cons</i>	-0.372** (-2.174)	-0.171** (-2.231)	-0.218* (-1.677)	-0.604*** (-2.991)	-0.031 (-0.147)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	2 992	2 057	2 211	2 266	2 332
R <sup>2</sup>	0.239	0.102	0.195	0.205	0.176
N	272	187	201	206	212

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,括号内数值为 *t* 值。

表 6 剔除其他政策影响的回归结果

变量	智慧城市政策 (1)	创新型城市政策 (2)	低碳城市政策 (3)	三种城市政策 (4)
<i>DID</i>	33.157*** (3.499)	22.977*** (2.643)	25.740*** (2.905)	22.493** (2.547)
<i>ZH</i>	-5.731 (-0.630)			-8.965 (-0.934)
<i>CX</i>		50.455*** (3.400)		38.971*** (2.715)
<i>DT</i>			50.411*** (3.040)	35.929** (2.249)
<i>_cons</i>	164.620** (2.584)	194.895*** (3.200)	182.304*** (3.028)	198.995*** (3.361)
时间固定	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
Obs	3 536	3 536	3 536	3 536
R <sup>2</sup>	0.541	0.546	0.545	0.548
N	272	272	272	272

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,括号内数值为 *t* 值。



从回归结果可以看出,文明城市能够独立于其他政策之外对劳动力产生吸引,但并不是吸引劳动力流入的唯一城市品牌,城市品牌的信号效应在低碳城市和创新型城市之中也同时存在。具体来看:文明城市的政策效应在表6列(1)至列(4)中均保持5%水平以上的正向显著,但列(2)至列(4)中DID的系数估计值相比于上文的基础回归结果有所下降;ZH、CX、DT三种政策中,智慧城市的政策效应并不显著,创新型城市与低碳城市的政策效应保持5%水平以上的正向显著。这说明了创新型城市与低碳城市作为城市品牌也具备吸引劳动力流入的能力,而智慧城市尚不具备。这可能是由于:创新型城市能够促进产业结构升级,而“人随产业流”,第三产业更能吸纳劳动力<sup>[27]</sup>;低碳城市能够倒逼企业绿色创新进而提升城市环境质量,而环境好则人才聚、事业兴。

#### (四) 安慰剂检验

本文做了三个安慰剂检验:第一,更换被解释变量,将以人口净变动核算的外来劳动力流入更换为本地人口自然增长数重新回归,结果见表7的列(1)至列(2);第二,政策时间提前,通过改变文明城市入选时间来构造反事实检验,以文明城市获评前的2~3年作为政策虚拟变量重新回归,结果见表7的列(3)至列(4);第三,更改入选城市,通过改变文明城市入选名单来构造反事实检验,以重复随机抽样500次的方式建立虚拟政策变量重新回归,结果见表7的列(5)。可以预期的是:一方面,如果文明城市评比的政策效应并不是在所有人口问题上均具备普适性,则将被解释变量换为本地人口自然增长数时,政策效应不会显著;

另一方面,如果文明城市的劳动力吸引力不是人为设定的结果,那么将政策时间提前以及更改入选城市后,政策效应不会显著。

表7结果显示,政策效应均未通过显著性检验。这表明:获评文明城市不会造成城市人口的自然增长,即文明城市带来的人口变动源自劳动力迁入;同时,获评文明城市的政策效应只有在“中国文明网”公布的既定时间和既定城市下才能显著,即文明城市的劳动力流入不存在人为设定的可能性。

#### 五、中介机制探讨

文明城市吸引劳动力流入的内在机制是下文有待探讨的重点。为了验证公共服务供给是否是连接文明城市与劳动力流入的潜在桥梁,本文参照刘哲和刘传明<sup>[29]</sup>的方法,构建如下中介效应模型:

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 DID_{it} + \sum \delta_2 control_{it} + \sum city + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \rho_0 + \rho_1 DID_{it} + \rho_2 M_{it} + \sum \rho_3 control_{it} + \sum city + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 $M_{it}$ 是中介变量,其他变量的含义与基础回归的公式(1)保持一致。本文以公共服务供给为中介变量,参考洪俊杰和倪超军<sup>[22]</sup>的研究,从教育、交通、环境、医疗与文体供给共五个方面考察了文明城市评比影响劳动力流入的内在机制,回归结果如表8所示。由于上文表2的基础回归结果证实了公式(1)中 $\alpha_1$ 显著,故未在表8中重复列出。若 $\delta_1$ 、 $\rho_1$ 和 $\rho_2$ 均显著,则可证明中介变量在文明城市评比促进劳动力流入中承担了部分中介作用。

表7 安慰剂检验结果

变量	人口自然增长数		政策时间提前		更改入选城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID	0.225 (1.389)	-0.001 (-0.005)			
False-time2			10.067 (1.012)		
False-time3				4.625 (0.600)	
False-treat					-8.792 (-1.158)
_cons	2.615*** (36.345)	-3.194** (-2.007)	157.869** (2.468)	152.743** (2.382)	149.985** (2.353)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
Obs	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536
R <sup>2</sup>	0.075	0.104	0.537	0.536	0.536
N	272	272	272	272	272

注: \*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内数值为t值。

可以看出,参与文明城市创建能够有效提高地方公共服务供给水平,入选城市在以文明城市品牌吸引劳动力流入的基础上,又以公共服务供给水平提升来促进劳动力流入。具体来看:1.表8中列(1)、(3)、(5)、(7)、(9)展示的是入选文明城市对公共服务供给的估计结果。不难发现,文明城市政策变量对教育、交通、医疗与文体供给的影响在1%的水平下正向显著,对环境供给的影响在10%的水平下正向显著。这一方面反映了“评比表彰”模式能够极大地调动地方政府围绕非经济领域投入财力的积极性,另一方面反映了地方政府在参与创建文明城市的过程中能够提高公共服务供给水平,改善城市宜居性。2.表8中列(2)、(4)、(6)、(8)、(10)展示的是文明城市政策变量和公共服务供给对劳动力流入的估计结果。其中,文明城市的政策效应和公共服务供给的系数估计值均在一个模型内正向显著,说明了文明城市品牌对劳动力的吸引十分稳健,而劳动力为了享受优质的公共服务供给,会流向宜居性更高的城市。因而,公共服务供给是连接文明城市与劳动力流入的潜在桥梁。

表8 公共服务供给的中介效应检验

变量	教育供给		交通供给		环境供给		医疗供给		文体供给	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>DID</i>	0.109*** (5.683)	29.971*** (5.591)	0.053*** (7.513)	26.640*** (4.985)	0.066* (1.903)	31.004*** (5.822)	0.219*** (8.965)	10.333*** (2.696)	0.082*** (3.730)	31.189*** (5.827)
<i>education</i>		18.147*** (3.710)								
<i>traffic</i>				100.938*** (7.591)						
<i>green</i>						14.192*** (5.291)				
<i>medicine</i>								1.553*** (6.272)		
<i>culture</i>										9.209** (2.161)
<i>_cons</i>	-0.812*** (-9.264)	180.148*** (7.278)	-0.197*** (-6.156)	185.315*** (7.591)	-0.881*** (-5.519)	177.904*** (7.263)	-2.434*** (-21.727)	190.556*** (7.280)	-0.336*** (-3.334)	168.502*** (6.875)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs</i>	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536	3 536
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.559	0.543	0.286	0.549	0.096	0.544	0.659	0.542	0.049	0.541
<i>N</i>	272	272	272	272	272	272	272	272	272	272

注: \*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内数值为*t*值。

## 六、异质性分析

城市特质不同是否会影响到文明城市对劳动力的吸引效果?这是尚需关注的重点。本文通过将城市特质虚拟变量与政策变量交乘的方法考察了以下五种城市特质下文明城市吸引劳动力流入的异质性表现,以尝试刻画一些可能影响文明城市政策效果的初始因素。回归结果如表9所示。

1. 行政层级。本文将城市分为省会城市(26个)与一般地级市(246个)两类,构造两类行政层级的虚拟变量,并将其分别与*DID*交乘后一同纳入回归模型。表9显示,省会城市政策效应的系数估计值与*T*统计量大于一般地级市。这表明受行政层级的影响,省会城市入选文明城市对劳动力的吸引无疑是“锦上添花”,而对于一般地级市来讲,获得文明城市这一“金字招牌”对劳动力的流入更多的是“雪中送炭”<sup>[29]</sup>。这可能是由于:一方面,城市的行政层级影响了其所能享有的各类政治经济资源,政治经济资源越多则个人发展平台越高;另一方面,省会城市具有一般地级市不具备的公共物品供给条件,更能满足劳动力的公共服务偏好。

2. 发展线级。本文将城市分为一线与新一线城市(13个)、二线城市(25个)、三线城市(70个)、四线城市(79个)与五线城市(85个)五类,构造五类发展线级的虚拟变量,并将其分别与*DID*交乘后一同纳入回归模型。表9显示,一线与新一线城市政策效应的估计系数大于二、三、四线城市

市,且五线城市政策效应不显著。这说明文明城市对劳动力的吸引力随着城市线级下降呈现出递减趋势。这可能是由于,近些年来,一、二线城市在放开落户限制、支持就业创业、服务人才安居等人才招揽政策上力度更大,并且高线级的城市往往具备更丰富的商业资源、更核心的交通枢纽、更活跃的年轻智力<sup>[3]</sup>,因而毕业生及其他年轻劳动力更倾向于流入高线级城市。

3. 地理位置。地理位置的不同意味着城市在交通条件、开放水平和发展政策等方面均有差异。基于此,本文将城市分为东部(91个)、中部(101个)、西部(80个)三类,构造三类地理位置的虚拟变量,并将其分别与 *DID* 交乘后一同纳入回归模型。表9显示,东部城市政策效应的系数估计值与 *T* 统计量均大于中部城市,而西部城市政策效应并不显著。这可能是由于:西部城市产业结构偏重工业且第三产业发展缓慢,而第三产业相比于第二产业更有利于吸纳劳动力;加之,西部城市的公共服务供给较为滞后,尤其在教育、医疗等排他性公共服务供给上,无法满足劳动力尤其是高素质劳动力的需求。

4. 经济发展。本文将城市人均 GDP 按照从小到大排序,以中位数为界将城市分为高经济发展与低经济发展两类,构造两类经济发展的虚拟变量,并将其分别与 *DID* 交乘后一同纳入回归模型。表9显示,高经济发展城市的政策效应显著为正,而低经济发展城市的政策效应不显著。可见高经济发展水平的文明城市对劳动力的吸引力高于低经济发展水平的文明城市。这可能是由于:一方面,劳动力迁移是以改善生活条件为目标的,而经济发展是提高城市平均工资水平的前提保障;另一方面,GDP 水平越高的城市,地方官员晋升机会越大,通过获评城市荣誉以助力政绩的积极性越高<sup>[7]</sup>。

5. 财政自主。本文参考宋英杰等<sup>[30]</sup>的方法测算了财政分权程度,以中位数为界将城市分为高财政分权与低财政分权两类,构造两类财政自主的虚拟变量,并将其分别与 *DID* 交乘后一同纳入回归模型。表9显示,高财政分权城市的政策效应显著为正,而低财政分权城市的政策效应不显著,可见财政自主也可能是影响文明城市吸引劳动力流入的因素之一。这可能是由于:财政分权是地方财政独立度和财政自主度的代表,财力较差的城市提供基本公共服务的能力一般不足;并且财力越强的城市可调配的包括财政支出在内的资源就越雄厚,从而可以保证有丰富的人力、物力用于文明城市评比。

表9 文明城市对不同城市劳动力流入的异质性影响

分类依据	变量设置	估计系数	截距项	R <sup>2</sup>	Obs	N
行政层级	省会城市 × <i>DID</i>	63.805*** (6.542)	178.914*** (7.252)	0.543	3536	272
	一般城市 × <i>DID</i>	21.867*** (3.690)				
发展线级	一线与新一线城市 × <i>DID</i>	136.065*** (11.036)	216.155*** (8.665)	0.554	3536	272
	二线城市 × <i>DID</i>	34.521** (2.423)				
	三线城市 × <i>DID</i>	28.536** (2.462)				
	四线城市 × <i>DID</i>	15.858* (1.905)				
	五线城市 × <i>DID</i>	3.187 (0.398)				
地理位置	东部城市 × <i>DID</i>	38.569*** (2.941)	170.494** (2.581)	0.545	3536	272
	中部城市 × <i>DID</i>	32.853* (1.785)				
	西部城市 × <i>DID</i>	13.786 (0.855)				
经济发展	高经济发展城市 × <i>DID</i>	36.360*** (3.598)	177.755*** (2.772)	0.546	3536	272
	低经济发展城市 × <i>DID</i>	-4.914 (-0.257)				
财政自主	高财政分权城市 × <i>DID</i>	50.592*** (4.731)	181.635*** (2.893)	0.551	3536	272
	低财政分权城市 × <i>DID</i>	-15.509 (-1.041)				

注:\*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,括号内数值为*t*值。

## 七、主要结论与政策建议

全国文明城市是城市综合类评比中的“最高荣誉”,也是城市综合性称号中的“金字招牌”。参与文明城市创建既是在更高层次、更高水平上推动城市发展,也是在更高标准、更高效率上创造公共价值。在此背景下,本文将文明城市评比作为一项准自然实验,通过2006—2018年中国272个城市的面板数据,运用多期双重差分方法评估了文明城市对劳动力流入的政策效应,运用中介效应模型探讨了公共服务供给是否是连接文明城市与劳动力流入的潜在桥梁。研究发现:(1)城市品牌具有

信号效应,获得文明城市称号能够提升城市的知名度与认可度,进而能够吸引劳动力流入。(2)文明城市评比所考核的“人文环境、生活环境、生态环境”等指标,催生了文明城市创建的公共价值属性,满足了流动劳动力的公共服务偏好,故而能够促进劳动力流入。(3)城市行政层级、发展线级、地理位置、经济实力与财政自主等城市特质均会影响到文明城市对劳动力的吸引。(4)文明城市能够独立于其他政策之外对劳动力产生吸引,但不是吸引劳动力流入的唯一城市品牌,城市品牌的信号效应在低碳城市和创新型城市之中也同时存在。基于以上结论,本文提出如下政策建议:

第一,发挥“评比表彰”政策的工具效应,打好考核激励与标杆激励的组合拳。文明城市评比为地方政府围绕非经济领域展开竞争提供了正面示范。而长效化推进地方政府实现“为民生而竞争”,既需要政绩考核的成绩单中强化公共福利,以考核激励促进日常化治理,也需要针对激励不足的短板使用“评比表彰”政策,以标杆激励推进运动式治理。因此,以考核激励为主,以标杆激励为辅,有益于充分发挥中央和地方两个积极性,促进地方形成兼顾经济发展与民生福祉的新型竞争格局。

第二,聚焦城市品牌塑造和城市形象树立,提升城市的治理能力和综合实力。一方面,获评文明城市能够“引得凤凰”,这启示着地方应着力传承城市文脉以提高城市形象,积极参与评比以打响城市品牌。另一方面,参与文明城市评比需要耗费大量的人财物力,这考验着城市治理能力和综合实力,而城市级别、经济实力、财政自主等特质对文明城市吸引劳动力流入的异质性影响,同样与治理能力与综合实力相关。因此,提升城市治理能力和综合实力是“筑巢引凤”的前提条件。

第三,重视流动劳动力的公共服务偏好,建立吸引人才并留住人才的宜居城市。劳动力的公共服务偏好是连接文明城市与流动劳动力的潜在桥梁,且随着人民生活水平的提高,流动劳动力对城市生活质量提出了更高要求。因此,城市在比拼落户门槛、住房条件、生活补贴等优惠政策的同时,更要注重公共服务供给与迁入的常住人口相匹配,唯有满足学有所教、行有所至、居有所美、病有所医、文有所娱等民生所需,才能实现在抢来户口的基础上留住人才。

#### 注释:

- ①2012年劳动力人口占总人口比例为69.2%,2013年为67.6%,2014年为67%,2015年为66.3%,2016年为65.6%,2017年为64.9%,2018年为64.3%,2019年为64%;2012年劳动力人口为93727万人,2019年为89640万人。
- ②具体指标可参看“中国文明网”。
- ③其中,第一批包含9个地级市,第二批包含9个地级市,第三批包含23个地级市,第四批包含28个地级市,第五批包含35个地级市,第六批包含42个地级市。
- ④本文的研究对象是第二批至第五批,共计95个地级市,但由于第五批的莱芜市于2019年被撤销地级市,且多年数据缺失,故而删去,保留为94个地级市。
- ⑤考虑到文明城市评比具有严格的复查制度,可形成持续而稳定的政策效果,故并未剔除入选后又失去荣誉的城市,只根据其“获得—失去—重获”的变动来动态赋值。
- ⑥城市线级划分以中国各城市的商业资源集聚度、城市枢纽性、城市人活跃度、生活方式多样性和未来可塑性5个维度为依据,各线城市具体名单参见2016年《第一财经周刊》。

#### 参考文献:

- [1]许光建.“抢人大战”:“强城”更需“强人”[J].人民论坛·学术前沿,2019(2):78-85.
- [2]CHOUDHRY M T,ELHORST J P. Demographic transition and economic growth in China,India and Pakistan [J]. Economic systems,2010,34(3):218-236.
- [3]吴耀国,李双强,杜江.抢到人还是留住人:城市“抢人”政策的效果评估[J].财经科学,2020(11):94-107.
- [4]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.
- [5]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.

- [6]徐换歌. 评比表彰何以促进污染治理? ——来自文明城市评比的经验证据[J]. 公共行政评论 2020(6): 151-169+213.
- [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]GANONG P, SHOAG D. Why has regional income convergence in the US declined? [J]. Journal of urban economics, 2017, 102: 76-90.
- [9]邓国营,冯倩. 住房价格对我国人口流动的影响[J]. 财经科学 2020(2): 66-78.
- [10]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.
- [11]张亚丽,方齐云. 城市舒适度对劳动力流动的影响[J]. 中国人口·资源与环境 2019(3): 118-125.
- [12]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.
- [13]张义,王爱君. 空气污染健康损害、劳动力流动与经济增长[J]. 山西财经大学学报 2020(3): 17-30.
- [14]张文武,张为付. 什么让城市更能够“留人”? [J]. 世界经济文汇 2020(3): 31-45.
- [15]任远,乔楠. 城市流动人口社会融合的过程、测量及影响因素[J]. 人口研究 2010(2): 11-20.
- [16]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.
- [17]张天舒,王子怡. 荣誉称号影响官员晋升的信号机制研究——来自全国文明城市评比的证据[J]. 中国行政管理 2020(9): 121-127.
- [18]刘松瑞,王赫,席天扬. 行政竞标制、治理绩效和官员激励——基于国家卫生城市评比的研究[J]. 公共管理学报 2020(4): 10-20+164.
- [19]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.
- [20]TIEBOUT C M. Exports and regional economic growth: rejoinder [J]. Journal of political economy, 1956, 64(2): 169-169.
- [21]LAHR M L. Regional science, regional scientists, and state policy [J]. International regional science review, 2009, 32(4): 495-508.
- [22]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(6): 54-65+127.
- [23]VAN HEAR N, BAKEWELL O, LONG K. Push-pull plus: reconsidering the drivers of migration [J]. Journal of ethnic and migration studies, 2018, 44(6): 927-944.
- [24]何炜. 教育差异、公共服务提供与劳动力定居意愿[J]. 经济科学 2020(4): 84-96.
- [25]韩军,孔令丞. 制造业转移、劳动力流动是否抑制了城乡收入差距的扩大[J]. 经济学家 2020(11): 58-67.
- [26]武优勳. 公共服务集聚对劳动力流动的影响[J]. 财经科学 2020(6): 120-132.
- [27]陈晨,张广胜. 国家创新型城市政策、高端生产性服务业集聚与地区经济高质量发展[J]. 财贸研究 2020(4): 36-51.
- [28]ALDER S, SHAO L, ZILIBOTTI F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities [J]. Journal of economic growth, 2013, 21(4): 1-45.
- [29]刘哲,刘传明. 文明城市对产业结构升级的影响效应研究——来自文明城市评选的准自然实验[J]. 产业经济研究 2021(1): 43-55+85.
- [30]宋英杰,曲静雅,吕璀璨. 文化差异与地区公共文化服务供给——基于财政分权的视角[J]. 财经研究, 2019(10): 35-45.

(责任编辑:戴芬园)

## How can the civilized city evaluation promote labor inflow? Quasi-natural experimental evidence from prefecture-level cities in China

ZHU Jinhe, WANG Yali, HOU Linqi

(School of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi 832003, China)

**Abstract:** The “national civilized city” is the city brand with the highest gold content, and it is also the “gold lettered signboard” to attract the inflow of labor force. Based on panel data for 272 cities in China from 2006 to 2018, this paper takes

the evaluation of civilized cities as a quasi-natural experiment, and uses the multi-period difference-in-differences model to evaluate the policy effect and mechanism of civilized cities evaluation on the labor inflow of selected cities. The study finds that, first, the “civilized city” label does send a message to the floating labor force, and the places awarded the title of civilized city can attract the labor force. This conclusion remains valid following a variety of robustness and placebo tests. However, the “national civilized city” is not the only brand to attract labor inflow. So-called “low carbon cities” and “innovative cities” are also attractive to labor. Second, the process of creating a civilized city is also the process of creating public value. The evaluation of civilized city can encourage local governments to improve public services, including education, medical care, sports, transportation and the environment, thus forming an effective force to attract labor inflow. Finally, urban characteristics including administrative level, development line level, geographic location, economic strength and financial autonomy will affect the extent to which civilized cities attract labor force. The findings of this paper not only provide theoretical support for the public value of civilized city construction, but also provide research references for the “city brand” reasons behind labor mobility.

**Key words:** city brand; evaluation of civilized cities; public service supply; public value; labor inflow; difference-in-differences model

(上接第 30 页)

## Does the energy-saving consumption incentive policy improve the green transformation of manufacturing enterprises?

LEI Yutao, SUN Jingjing

(School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

**Abstract:** Based on the most typical energy-saving consumption incentive policy in China, “Promoting Energy-Efficient Appliances for the Benefit of the People”, this paper aims to test whether the energy-saving consumption incentive policy can improve the green transformation of manufacturing enterprises through a progressive difference-in-differences model. The study finds that the energy-saving consumption incentive policy significantly inhibits the green efficiency of manufacturing enterprises. After a series of robustness tests, such as dynamic effect analysis, placebo test, and propensity score matching, the results remain valid. From the perspective of external mechanism, the policy has no effect on the external environment regulation. From the perspective of internal mechanism, although the policy can help to enhance the green innovation ability of enterprises, it is unable to promote the improvement of factor production efficiency and the technological progress of pollution and emission reduction measures, which are the two major internal factors that inhibit the green transformation of manufacturing enterprises. Further heterogeneity analysis shows that the green efficiency of state-owned manufacturing enterprises is inferior to that of non-state-owned manufacturing enterprises when responding to policy, and the stronger the financial resource base, the weaker the policy constraints on manufacturing enterprises. The findings not only reveal the difficulties affecting the implementation of the energy-saving consumption incentive policy in China, but also clarify its possible distorting effect on the green development of micro-enterprises in the production field, which has implications for the future coordination and improvement of China’s environmental policies on both the supply and demand sides.

**Key words:** promoting energy-efficient appliances for the benefit of the people; manufacturing enterprises; green transformation; pollution reduction; difference-in-differences