

大城市人口调控政策对毗邻区县 第二产业发展的溢出效应*

——来自 2014 年户籍制度改革的证据

席强敏 黎思灏 张可云

摘要：本文以 2014 年户籍制度改革为政策冲击，研究大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的影响。基准回归结果表明，大城市人口调控政策会产生溢出效应，促进毗邻区县第二产业增加值及其占比以及第二产业就业人员数量的增长。机制分析表明：大城市人口调控政策会提升大城市上市公司在毗邻区县异地投资的概率和数量，同时通过劳动力流动提升毗邻区县的外来人口占比和第二产业就业人员占比，从而促进毗邻区县第二产业发展。调节效应分析发现：毗邻区县的最低工资标准和工业用地价格越低，大城市人口调控政策实施对其第二产业发展的溢出效应越大；高铁开通带来的虹吸效应会弱化大城市人口调控政策对毗邻区县的溢出效应强度；对于与大城市具有相似制造业结构的毗邻区县，大城市人口调控政策的溢出效应较大。异质性分析发现：劳动密集型制造业受到大城市人口调控政策的溢出效应最为显著；大城市上市公司对毗邻区县的投资是“梯度式”的，投资主要来源于大城市非中心城区的上市公司。综上，大城市人口调控政策通过促进企业异地投资和劳动力流动对毗邻区县第二产业的发展产生溢出效应。本文研究结论可为建设现代化都市圈和促进都市圈高质量一体化发展提供决策参考。

关键词：毗邻区县 溢出效应 户籍制度改革 人口调控政策 都市圈一体化

中图分类号：F427 **文献标识码：**A

一、引言

都市圈是城市群内部以超大特大城市或辐射带动功能强的大城市为中心、以 1 小时通勤圈为基本

*本文研究获得国家自然科学基金青年项目“开发区重点产业政策对资源配置效率的影响：微观机制与政策优化”（编号：72003190）、教育部人文社会科学研究规划基金项目“开发区政策对生产性服务业效率的影响：微观机制与政策优化”（编号：24YJA790075）的资助。本文通讯作者：张可云。

范围的城镇化空间形态^①。党的二十大报告指出，要以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展格局。2024年7月，国务院印发的《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》中明确提出，要加快转变超大特大城市发展方式，依托中心城市辐射带动周边市县共同发展，培育一批同城化程度高的现代化都市圈。2021年，《都市圈国土空间规划编制规程（2021）》划定都市圈的时空边界为中心城市城区周边80千米（大都市圈120千米）范围内的县级行政单元。因此，大城市毗邻区县成为承接都市圈人口流入和产业分工的重要载体。目前，中国城镇化进入中后期，人口进一步向大城市涌入。发展壮大都市圈、推动产业和人口向大城市毗邻地区迁移，是缓解大城市拥挤效应并发挥其空间溢出效应的有益尝试。理解和分析大城市与毗邻地区的经济互动，尤其是大城市对毗邻地区的影响机制，能够厘清二者在产业分工和人口迁移上的关系，更好地促进都市圈高质量一体化发展。

与本研究相关的文献主要有两支：一是城市间虹吸和溢出效应；二是虹吸和溢出效应的影响因素。在第一支文献中，回流扩散效应、极化涓滴效应和核心—边缘模型（Myrdal, 1957; Hirschman, 1957; Friedmann, 1972）等经典理论认为，大城市对周边中小城市的影响会随经济发展水平的提升而发生转变，由最初的虹吸效应转变为溢出效应。但新经济地理学的集聚阴影（agglomeration shadow）理论指出，大城市对生产要素具有更强的吸引力，因而大城市周边会形成不利于中小城市发展的集聚阴影区（Fujita et al., 2001）。围绕这些理论，学者展开了许多实证研究，按其结论可分为以下三类。一是大城市对周边城市产生溢出效应。Partridge et al.（2008）基于美国县域就业数据的研究发现，靠近大城市中心有利于毗邻地区就业增长；毛琦梁等（2014）、孙斌栋和丁嵩（2016）分别以京津冀和长三角为研究对象，得出城市群中心城市对周边地区的产业发展和经济增长具有空间溢出效应的结论。赵奎等（2021）研究发现，省会城市的工业发展会显著带动本省其他城市的发展。汪增洋（2024）研究发现毗邻省会城市的小城镇具有更快的人口增速。二是大城市对周边城市产生虹吸效应。种照辉等（2018）运用网络分析方法与空间计量模型得出，长三角城市群核心城市对其他城市存在显著的虹吸效应。三是大城市对周边城市的溢出效应和虹吸效应同时存在。柯善咨（2009）研究发现，中部地区城市之间在地区生产总值和就业增长上存在扩散和回流效应；朱虹等（2012）发现，北京对环京地区产生“空吸”效应，而上海对周边地区则表现出“反哺”效应。

第二支文献是虹吸或溢出效应的影响因素。学者主要考虑交通基础设施的影响（张俊，2017；马光荣等，2020；Cuberes et al., 2021），也有学者关注人口迁移和人口调控政策所造成的虹吸和溢出效应。Ma and Tang（2020）研究发现，劳动力迁入会增加目的地城市的福利，并通过城市间贸易向邻近城市溢出，从而使邻近城市的福利收益超过大城市。Li et al.（2024）研究发现，一旦迁移障碍下降，移民更愿意迁移到更富裕、资源配置扭曲程度更低的县域，通过集聚进一步提高县域生产力优势，导致更大的空间不平等。Yuan et al.（2024）发现，北京市疏解非首都功能政策使得北京周边地区注册企业数量增长、人口规模扩大，带动周边地区经济增长。关于户籍制度如何影响城市间要素流动，

^①参见《国家发展改革委关于培育发展现代化都市圈的指导意见》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-02/21/content_5367465.htm。

部分学者集中讨论了户籍制度阻碍劳动力流动从而导致城市体系扭曲的问题。例如，梁琦等（2013）发现，户籍制度会使城市规模分布扁平化，偏离城市层级体系的帕累托最优。陆铭等（2011）认为，户籍制度和土地制度扭曲了城市体系，使大城市发展不足，难以形成集聚效应。Bosker et al.（2012）发现，放宽户籍限制和增加劳动力流动性会加剧核心—边缘格局。还有部分文献讨论了2014年户籍改革等政策改变要素流向的问题。例如，Hsu and Ma（2021）通过对比2005年和2015年的劳动力流动数据发现，2014年户籍改革鼓励农村人口向中小城市迁移，抑制了大城市发展。An et al.（2024）研究认为，2014年户籍改革政策使更多劳动力向非特大城市流动，使非特大城市移民工资下降约2.6%~7.9%。

综上所述，大部分学者已从虹吸和溢出效应的角度分析了大城市对其毗邻地区或其他城市的影响。而交通基础设施和区域发展战略会左右生产要素在城市间的分布，因此二者被认为是造成虹吸或溢出效应的主要因素。然而在中国，户籍制度对人口流动同样具有重要影响。大城市的人口调控政策会改变区域内人口流动的方向与规模，从而对毗邻地区产生影响。虽然关于中国户籍制度的文献已较为丰富，但鲜有学者讨论大城市户籍制度如何影响毗邻地区的经济发展。2014年户籍制度改革是自1958年户籍制度设立以来规模最大的一次改革，明确了优先发展中小城市、控制大城市人口流入的城镇化发展道路。这次改革的溢出效应尚未得到深入探讨。因此，本文以2014年户籍制度改革为切入点，研究大城市人口调控政策对毗邻地区第二产业发展的影响。本文研究聚焦第二产业的原因是：第二产业和第三产业的产业特性差异较大，大城市对毗邻地区的溢出机制存在明显差异，需聚焦于其中一个产业部门进行深入分析。本文的研究样本中大部分区县的第二产业增加值占地区生产总值的比重高于第三产业的占比，根据钱纳里工业化阶段理论，大部分区县仍然处于工业化初期或中期阶段，第二产业是推动区县经济增长的主要产业部门。因此，本文选取第二产业作为研究对象更符合区县经济发展所处的阶段。

相对于以往研究，本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，相比于现有关于城市间溢出效应的研究主要聚焦于区域或城市群范围，本研究将空间尺度进一步缩小至大城市毗邻区县。毗邻区县与大城市的联系更为密切，能够更直观和精确地反映大城市的溢出效应。第二，将大城市人口调控政策评价的研究从探讨其对大城市的影响拓展到其对毗邻地区的影响，可以从全局角度丰富对政策效应的评价。第三，从劳动力和资本流动的角度，基于理论和实证研究，揭示大城市人口调控政策通过促进企业异地投资和劳动力流动对毗邻区县产生的溢出效应，同时探讨毗邻区县特征、高铁开通、毗邻区县与大城市的产业结构相似度对溢出效应的调节作用，并分析不同要素密集型行业 and 不同异地投资方式在溢出效应上的异质性。

二、政策背景和理论分析

（一）政策背景

户籍制度由来已久，改革开放后逐渐松动，并在2001年中国加入世贸组织后加速改革步伐，但当时的户籍制度改革局限于部分城市，未能大面积推广。进入新型城镇化阶段，中国市民化进程落后、

土地城镇化快于人口城镇化以及超特大城市人口拥挤等问题逐渐暴露,传统粗放的城镇化模式难以为继。2014年7月国务院发布的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》(国发〔2014〕25号,以下简称“《意见》”)指出,“城区人口300万至500万的城市,要适度控制落户规模和节奏,可以对合法稳定就业的范围、年限和合法稳定住所(含租赁)的范围、条件等作出较严格的规定,也可结合本地实际,建立积分落户制度”“严格控制特大城市人口规模。改进城区人口500万以上的城市现行落户政策,建立完善积分落户制度”^①。相对于“全面放开建制镇和小城市落户限制”“有序放开中等城市落户限制”,《意见》在一定程度上要求控制人口流入大城市,使得城区人口300万以上的城市的户籍管理趋严。张吉鹏和卢冲(2019)以2014年为户籍制度改革的分界点,计算发现北上广深等一线城市在改革后的综合落户门槛有所提高。2014年的户籍制度改革为研究大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的影响提供了合适的政策样本。

(二) 理论分析

本文对 Forslid and Ottaviano (2003) 提出的“灵活布局型企业家”模型加以拓展,将大城市限制劳动力流入使地区间劳动力分配不均的情形加入模型,推导城市人口调控政策对企业均衡布局的影响。

1. 初始情形下(不考虑大城市人口调控政策)的均衡分析。假设经济体中存在地区1(大城市)和地区2(大城市毗邻区县),并存在 H 数量的企业家和 L 数量的劳动力,在地区间的分布为: $H_1 + H_2 = H$, $L_1 + L_2 = L$ 。每个地区从事两部门生产活动,分别为规模报酬不变的第一产业和规模收益递增的第二产业。第一产业仅使用劳动力一种要素,第二产业同时使用企业家和劳动力两种要素。企业家在地区间自由流动,劳动力只能在产业部门之间自由流动,而在地区间不流动。

一方面,在产品需求端,居民仅消费两种产品,即连续且差异化的工业品和同质化的农产品。 i 地区代表性居民的效用函数(Cobb-Douglas function)和工业品消费量分别为:

$$U_i = X_i A_i^{1-\mu} \quad (1)$$

$$X_i = \left(\int_{s \in N} d_i(s)^{(\sigma-1)/\sigma} ds \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (2)$$

(1) 式和(2)式中: X_i 和 A_i 分别代表 i 地区的工业品和农产品的消费数量; μ 为常数, $\mu \in (0, 1)$; N 为工业品种类数; $d_i(s)$ 为 s 工业品的消费量; σ 为常数, $\sigma > 1$ 。

i 地区代表性居民的预算约束如下:

$$\int_{s \in n_i} p_{ii}(s) d_{ii}(s) ds + \int_{s \in n_j} p_{ji}(s) d_{ji}(s) ds + f_i A_i = Y_i \quad (3)$$

(3) 式中: $p_{ii}(s)$ 为 i 地区生产的 s 工业品在 i 地区的销售价格, $d_{ii}(s)$ 为 i 地区生产的 s 工业品在 i 地区的消费量; 同理, $p_{ji}(s)$ 为 j 地区生产的 s 工业品在 i 地区的销售价格, $d_{ji}(s)$ 为 j 地区生产的 s 工业品在 i 地区的消费量。 Y_i 代表地区1的总产出, n_i 为 i 地区生产的工业品种类数,

^①参见《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-07/30/content_8944.htm。

$N = n_i + n_j$ 。 f_i 为 i 地区农产品价格，由于第一产业规模报酬不变且处于完全竞争市场，只使用劳动力要素，因此有： $f_i = w_i^L$ ，其中， w_i^L 为劳动力工资。以农产品为计价物，则有： $f_i = w_i^L = 1$ 。

另一方面，在产品供给端，第二产业规模报酬递增并生产差异化的工业品。要生产 $x(s)$ 数量的 s 工业品，需要 βx 数量的劳动力和 α 数量的企业家。其中，假定 α 和 β 为固定不变的参数。因此，企业总成本函数为：

$$TC_i(s) = w_i\alpha + w_i^L\beta x_i(s) \quad (4)$$

(4) 式中： w_i 代表企业家收入； $x_i(s)$ 是 i 地区代表性企业生产 s 工业品的总产量， $x_i(s) = d_{ii}(s) + \tau d_{ij}(s)$ ，其中， τ ($\tau \geq 1$) 为冰山运输成本， d_{ij} 为 i 地区生产的 s 工业品在 j 地区的消费量。由此可得企业的利润函数为：

$$\prod_i(s) = p_{ii}(s)d_{ii}(s) + p_{ij}(s)d_{ij}(s) - \beta[d_{ii}(s) + \tau d_{ij}(s)] - w_i\alpha \quad (5)$$

(5) 式中， $p_{ij}(s)$ 为 i 地区生产的 s 工业品在 j 地区的销售价格。由于企业可以自由进入和退出，因此在均衡时，利润为 0。将 (5) 式利润最大化时的一阶条件代入 w_i ，可以得到均衡条件下的 w_1 和 w_2 ：

$$w_1 = \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{Y_1}{H_1 + \phi H_2} + \frac{\phi Y_2}{\phi H_1 + H_2} \right) \quad (6)$$

$$w_2 = \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{Y_2}{H_2 + \phi H_1} + \frac{\phi Y_1}{\phi H_2 + H_1} \right) \quad (7)$$

(6) 式和 (7) 式中： H_1 、 H_2 分别为地区 1 和地区 2 的企业家数量； ϕ 用于衡量贸易自由度， $\phi = \tau^{1-\sigma}$ ，且 $\phi \in (0, 1)$ ； Y_1 、 Y_2 分别代表地区 1 和地区 2 的总产出， $Y_1 = w_1^L L_1 + w_1 H_1 = \frac{L}{2} + w_1 H_1$ ， $Y_2 = \frac{L}{2} + w_2 H_2$ 。

2. 大城市人口调控政策冲击下的均衡。2014 年实施户籍制度改革以后，城区人口 300 万以上城市的落户门槛有所提升。因此，本文拓展初始情形下劳动力在地区间均匀分布的假设，假定劳动力受户籍限制（企业家不受户籍限制），地区 1 的劳动力人数有所减少，地区 2 的劳动力相应增多，则地区 1 和地区 2 的总产出可改写为：

$$Y_1 = \frac{L}{2} - \delta_1 + w_1 H_1 \quad (8)$$

$$Y_2 = \frac{L}{2} + \delta_1 + w_2 H_2 \quad (9)$$

(8) 式和 (9) 式中，将地区 1 转移到地区 2 的劳动力人数设定为 δ_1 ($\delta_1 > 0$)。将 (8) 式、

(9) 式代入 (6) 式、(7) 式, 并联立方程求解, 可得政策冲击后的企业家收入 w_1^* 和 w_2^* ^①。将 w_1^* 和 w_2^* 分别与初始均衡条件下的 w_1 和 w_2 作差, 可以得到:

$$w_1^* - w_1 = -\frac{\mu/\sigma}{1-\mu/\sigma} \times \frac{H_2\delta_1(\phi-1)(\phi+1)(\mu-\sigma)}{2\sigma\phi(H_1^2+H_2^2)+2[(\mu+\sigma)\phi^2-\mu+\sigma]H_1H_2} \quad (10)$$

$$w_2^* - w_2 = -\frac{\mu/\sigma}{1-\mu/\sigma} \times \frac{H_1\delta_1(\phi-1)(\phi+1)(\mu-\sigma)}{2\sigma\phi(H_1^2+H_2^2)+2[(\mu+\sigma)\phi^2-\mu+\sigma]H_1H_2} \quad (11)$$

(10) 式和 (11) 式中, 由于 $\mu \in (0, 1)$, $\sigma > 1$, 因此有: $w_1^* - w_1 < 0$, $w_2^* - w_2 > 0$ 。由此可知, 大城市人口调控政策冲击带来的劳动力减少使得地区 1 的企业家收入减少, 而地区 2 的劳动力增加则提高了地区 2 的企业家收入。令 $h = H_1/H$, $\omega = w_1^*/w_2^*$, 分别代表地区 1 的企业家数量占比和地区间的相对利润, 求 h 对 ω 的偏导可以得到:

$$\frac{dh}{d\omega} = \frac{(\phi^2-1)[(L+2\delta_1)(L-2\delta_1)(\mu^2+\sigma^2)+8\delta_1^2\mu\sigma]+(\phi^2+1)2L^2\mu\sigma}{\{[-(2\omega+2)\delta_1+(\omega+1)L]\sigma+\mu\phi[(2\omega-2)\delta_1+(\omega+1)L]+(\mu-\sigma)[(2\omega-2)\delta_1+(\omega+1)L]\}^2} \quad (12)$$

(12) 式中, 由于分母恒为正数, 因此当不考虑地区间贸易壁垒时, $\phi^2 = 1$, 则 $dh/d\omega > 0$, 即地区 1 的企业家数量占比会随着地区间相对利润的减少而减少。结合 (10) 式, 大城市限制人口流入导致地区 1 的企业家收入减少, 这就意味着地区 1 的企业会向地区 2 投资。又由于地区 2 的总产出 Y_2 取决于地区 2 的企业家和劳动力的数量, 因此地区 2 的总产出也会随企业家和劳动力的迁入有所增加。

大城市人口调控政策会通过影响企业异地投资和劳动力流动对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。从企业角度看, 大城市人口调控政策会导致劳动力供给减少, 进而提高企业用工的搜寻成本和工资成本, 因此企业利润降低, 于是存在异地投资的动机。而为了保持与大城市市场的邻近, 大城市企业异地投资倾向于在大城市的毗邻区县布局。从劳动力流动角度看, 企业向毗邻区县投资会增加当地就业岗位, 从而进一步吸引受大城市人口调控政策影响的劳动力流入。

基于以上分析, 本文提出如下研究假说。

H1: 大城市人口调控政策会对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。

H2: 大城市人口调控政策通过促进大城市企业向毗邻县区的第二产业进行异地投资, 从而对毗邻县区的第二产业发展产生溢出效应。

H3: 大城市人口调控政策通过扩大毗邻区县第二产业的劳动力规模, 从而对毗邻县区的第二产业发展产生溢出效应。

3. 考虑调节效应。由 (5) 式可知, 企业利润的大小取决于成本, 因此, 受大城市人口调控政策影响的企业更倾向于在劳动力工资或土地成本较低的毗邻区县投资。本文对成本函数进一步拓展, 将 (4)

^①篇幅所限, w_1^* 和 w_2^* 的表达式省略, 可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 A。

式改写为:

$$TC_i(s) = w_i \alpha + w_i^L \beta x_i - \kappa \quad (13)$$

(13) 式中, κ ($\kappa > 0$) 代表企业劳动力工资或土地成本下降等因素带来的企业总成本减少。地区 2 的企业利润函数可以相应地改写为:

$$w_2 = \frac{\mu}{\sigma} \left[\frac{L/2 + \delta_1 + w_2 H_2}{H_2 + \phi H_1} + \frac{\phi(L/2 - \delta_1 + w_1 H_1)}{H_1 + \phi H_2} \right] + \kappa \quad (14)$$

将 (8) 式和 (9) 式代入 (6) 式和 (14) 式, 联立方程求解, 可以得到企业总成本减少后的地区 2 企业家收入 w_2' , 与 w_2^* 作差可以得到:

$$w_2' - w_2^* = -\frac{\mu/\sigma}{1 - \mu/\sigma} \times \frac{\sigma}{\mu} \times \frac{[(\mu - \sigma)H_1 - \sigma\phi H_2] \times (\phi H_1 + H_2)\kappa}{\sigma\phi(H_1^2 + H_2^2) + [(\mu + \sigma)\phi^2 - \mu + \sigma]H_1 H_2} \quad (15)$$

(15) 式中, $[(\mu - \sigma)H_1 - \sigma\phi H_2] \times (\phi H_1 + H_2)\kappa < 0$, 而其他项大于 0, 因此有: $w_2' - w_2^* > 0$ 。这表明, 成本的降低能够进一步提升企业的利润, 从而吸引更多企业的投资。综上, 本文提出如下研究假说。

H4: 劳动力工资越低的毗邻区县, 企业投资的概率越大, 大城市人口调控政策的溢出效应越大。

H5: 土地成本越低的毗邻区县, 企业投资的概率越大, 大城市人口调控政策的溢出效应越大。

三、变量选取、数据来源和模型设定

(一) 样本说明

本文根据《中国城市建设统计年鉴 2013》中的城区人口数据, 识别城区人口在 300 万至 500 万和 500 万以上的城市, 即本文中的“大城市”, 共计 17 个^①。本文研究的样本区县包括这 17 个大城市的毗邻区县以及这些毗邻区县所在市的其他区县, 一共包括 83 个市的 716 个区县。由于区县层面数据缺失较为严重, 因此本文使用的是非平衡面板数据。

需要说明的是, 若一个区县同时毗邻两个大城市, 则将该区县认定为城区人口数量较多的大城市的毗邻区县^②。相对于非毗邻区县, 毗邻区县与大城市之间的生产要素流动与经济往来更为密切。因此, 毗邻区县受到大城市人口调控政策的冲击更直接, 符合处理组的要求。将控制组限定在毗邻区县所在市的非毗邻区县, 能够避免处理组和控制组之间样本差异过大, 从而满足平行趋势假定等前提要求。另外, 以地理位置划分处理组和控制组, 能够很好地避免样本自选择问题。

^①城区人口数量在 300 万至 500 万的城市有哈尔滨市、大连市、成都市、武汉市、西安市、郑州市、长春市、长沙市和青岛市; 城区人口数量在 500 万以上的城市有上海市、北京市、南京市、天津市、广州市、沈阳市、深圳市和重庆市。

^②例如, 廊坊市香河县同时毗邻北京市和天津市, 则将香河县认定为北京市的毗邻区县。

（二）变量选取和数据来源

1.被解释变量。被解释变量包括样本区县的第二产业增加值、第二产业增加值占比和第二产业就业人员三个变量，分别从不同角度反映毗邻区县第二产业发展水平。笔者从中经网统计数据库^①中的县域年度库获得各区县 2010—2019 年第二产业相关数据。以 2010 年为基期，用各省份 2010—2019 年工业生产者出厂价格指数对第二产业增加值进行平减，再以第二产业增加值除以当年区县的地区生产总值，从而得到第二产业增加值占比。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为毗邻区县虚拟变量与户籍改革时间虚拟变量的交乘项，即毗邻区县 \times 时间。对于毗邻区县虚拟变量，若区县 i 为大城市毗邻区县，赋值为 1，否则赋值为 0；对于户籍改革时间虚拟变量，2014 年及以后赋值为 1，否则赋值为 0。另外，考虑到城区人口 500 万以上的城市落户门槛更加严格，且《意见》中是以城区人口数量来确定户籍制度改革的力度，因此本文还设定了城区人口与户籍改革时间虚拟变量的交乘项，即城区人口 \times 时间。若区县 i 为毗邻区县，则城区人口是该区县所毗邻的大城市 2013 年（政策发生前一年）的城区人口数量；若区县 i 为非毗邻区县，则城区人口赋值为 0。

3.机制变量。一方面，大城市人口调控政策会促进企业向毗邻区县第二产业投资，从而促进毗邻地区第二产业发展。本文将是否异地投资^②、投资数量和投资规模设置为机制变量进行考察。受限于全样本企业异地投资数据可得性，本部分仅采用大城市上市公司异地投资数据进行分析。笔者从中国研究数据服务平台（CNRDS）^③获得上市公司参控股公司的基本信息，从中可以得到上市公司股票代码、参控股公司名称、企业地址等信息，然后使用参控股公司名称在天眼查数据库中检索，得到参控股公司的具体地址和注册资本。是否异地投资为虚拟变量，若大城市上市公司投资于毗邻区县的第二产业，取值为 1，否则取值为 0。按年份、区县、产业部门对大城市上市公司在毗邻区县设立的子公司数量和注册资本进行加总，得到大城市上市公司异地投资的公司数量和投资规模。

另一方面，大城市人口调控政策会导致劳动力流向毗邻区县，从而对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。为考察这一机制作用，本文选取样本区县外来人口占比、省内迁入人口、省外迁入人口和第二产业就业人员占比作为机制变量。其中，第二产业就业人员占比采用两套数据测算：一是基于 2010 年和 2015 年全国人口抽样调查微观数据加总得出；二是采用 2010 年和 2020 年全国人口普查的分县资料测算。由于制造业在第二产业部门中相对重要，2010 年和 2020 年全国人口普查数据刚好能够提供第二产业细分行业的数据，因此，本文采用 2010 年和 2020 年人口普查数据测算制造业劳动力占比，替换第二产业就业人员占比进行稳健性检验。

4.调节变量。本文考察最低工资标准、工业用地价格、高铁是否开通、制造业结构相似度、第二产业新增企业数量对大城市人口调控政策促进毗邻区县第二产业发展的调节效应。最低工资标准数据

^①资料来源：中经网统计数据库，<http://ifgaha35c74b796f3465eh60p0ufbxwoco6f9f.fifz>。

^②异地投资方式仅包括设立子公司、合营公司和联营公司，即上市公司财报中披露的参控股公司。

^③资料来源：中国研究数据服务平台（CNRDS），<https://www.cnrd.com>。

来源于中国研究数据服务平台（CNRDS），用最低月工资衡量区县最低工资标准。工业用地价格数据来自中国土地市场网^①。笔者首先从中国土地市场网中收集各区县样本期内土地出让的用途、面积、成交价等信息，然后按土地出让的行业用途，以土地出让面积为权重，计算各区县工业用地加权均价。高铁是否开通为虚拟变量，数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）：若样本区县所在市在当年开通了高铁，则变量赋值为1，否则赋值为0。对于制造业结构相似度^②和第二产业新增企业数量，本文均基于全国工商企业注册数据^③进行统计。

（三）变量描述性统计

表1展示了变量名称、含义和描述性统计结果。除虚拟变量、占比变量外，其余变量在后文回归时均取自然对数。

表1 变量的含义及描述性统计结果

变量名称	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
第二产业增加值	平减后的第二产业增加值（万元）	1.58e+06	2.71e+06	7.15e+03	5.83e+07
第二产业增加值占比	第二产业增加值占地区生产总值的比重	0.44	0.16	0.01	0.91
第二产业就业人员	第二产业就业人员数（万人）	10.18	10.95	0.05	101.08
核心解释变量					
毗邻区县×时间	区县是否为大城市毗邻区县：是=1，否=0。时间是否为2014年及以后：是=1，否=0	0.18	0.38	0	1
城区人口×时间	若区县为大城市毗邻区县，则城区人口为该市2013年城区人口数量；否则赋值为0。时间是否为2014年及以后：是=1，否=0	0.01	0.03	0	0.24
机制变量					
是否异地投资	大城市上市公司是否投资于毗邻区县的第二产业：是=1，否=0	0.01	0.12	0	1
投资数量	上市公司在毗邻区县设立子公司的数量（个）	2.15	2.86	1	33
投资规模	上市公司在毗邻区县设立子公司的注册资本（万元）	45448	104547	26	1404273
外来人口占比	区县外来人口占常住人口的比例	0.34	0.15	0	0.96
省内迁入人口	区县本省其他区县迁入人口（人）	74014	136872	11	1418946
省外迁入人口	区县省外迁入人口（人）	67749	209959	71	3077110
第二产业就业人员占比	区县第二产业就业人数占总就业的比重（2010年、2015年全国人口抽样数据）	0.14	0.08	0	0.61
	区县第二产业就业人数占总就业的比重（2010年、2020年全国人口普查数据）	0.23	0.12	0.01	0.73

^①资料来源：中国土地市场网，<https://www.landchina.com>。

^②制造业结构相似度的计算方法省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录B。

^③资料来源：国家企业信用信息公示平台，<https://bj.gsxt.gov.cn/index.html>。

表1 (续)

制造业劳动力占比	区县制造业就业人数占总就业的比重	0.15	0.11	0.01	0.71
调节变量					
最低工资标准	区县最低月工资(元)	1266.25	372.06	500	2480
工业用地价格	区县工业用地加权均价(元/公顷)	2133.24	4814.23	162	109379
高铁是否开通	区县所在市是否开通高铁:是=1,否=0	0.67	0.46	0	1
制造业结构相似度	大城市与毗邻区县分行业注册企业占比作差 取绝对值后求和	0.45	0.31	0	1.53
第二产业新增企业数量	区县第二产业新增注册企业数(个)	404.18	787.22	1	14675
制造业新增企业数量	区县制造业新增注册企业数(个)	264.80	586.61	1	13279

(四) 实证策略

1. 基准回归分析。本文以2014年户籍制度改革为政策冲击,将城区人口300万以上城市的毗邻区县作为处理组,将毗邻区县所在市的其他区县作为控制组,采用双重差分法检验大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的溢出效应。根据上述设计,本文将基准回归模型设定如下:

$$Sec_indus_{it} = \alpha + \beta_1 Adjoin_i \times Time_t + \eta_i + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16)式中: Sec_indus_{it} 是被解释变量,代表*i*区县在*t*年的第二产业发展水平,包括第二产业增加值、第二产业增加值占比和第二产业就业人员。 $Adjoin_i \times Time_t$ 为毗邻区县虚拟变量与户籍改革时间虚拟变量的交乘项(毗邻区县×时间),若该交乘项的系数 β_1 显著为正,代表大城市人口调控政策促进毗邻区县第二产业发展。 η_i 为区县固定效应,吸收区县层面不随时间变化的因素。 λ_{it} 为区县与年份交互固定效应,吸收区县层面随时间变化的因素^①。 ε_{it} 为随机扰动项,本文将标准误聚类在区县层面。另外,不同城区人口规模的城市其户籍制度改革的力度也不同,本文另采用城区人口与户籍改革时间虚拟变量的交乘项(城区人口×时间)作为核心解释变量,来反映户籍制度改革力度不同所带来的影响差异。若该交乘项的回归系数显著为正,代表大城市人口调控政策提升了毗邻区县第二产业发展水平。

2. 机制分析。对于大城市上市公司向毗邻区县第二产业投资的机制分析,本文采用Logit模型。由于Logit模型中以毗邻区县×时间作为核心解释变量的回归无法收敛,因此本文使用城区人口×时间作为核心解释变量进行回归。Logit模型形式如下:

$$\log(P_{cit}/1 - P_{cit}) = \beta_2 Urbanpop_i \times Time_t + \beta_3 X_{ct} + \theta_j + \theta_c + \psi_{jt} + \zeta_{cit} \quad (17)$$

$$Sub_corpor_{it} = \alpha + \beta_4 Urbanpop \times Time_t + \eta_i + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

^①参考马光荣等(2020)的做法,本文通过控制区县固定效应以及区县与年份交互固定效应,可以控制区县层面非时变和时变因素,因此模型中不再需要额外加入控制变量。

(17) 式中: $Urbanpop_i$ 表示城区人口; P_{cit} 表示大城市的上市公司 c 在 t 年对 i 区县第二产业异地投资的概率; X_{ct} 代表上市公司特征的控制变量, 包括负债水平、公司规模、盈利能力、公司成长性、资产周转率、第一大股东持股比例、股权性质^①; 由于样本量不足以控制区县固定效应, 因此控制城市固定效应 θ_j ; θ_c 代表上市公司固定效应; ψ_{jt} 代表城市与年份交互固定效应。(18) 式中: Sub_corpor_{it} 代表大城市的上市公司在 t 年对 i 区县第二产业设立的子公司数量或投资规模; 其余变量含义与 (16) 式相同。

对于劳动力流动的机制分析, 本文在 (16) 式的基础上, 将被解释变量分别更换为外来人口占比、省内迁入人口、省外迁入人口、第二产业就业人员占比和制造业劳动力占比进行回归。

3. 调节效应分析和异质性分析。首先, 从毗邻区县特征的角度出发讨论调节效应。受大城市人口调控政策影响最为显著的是对生产成本敏感的劳动密集型企业, 因此, 劳动力和土地成本越低的区县, 越会受到大城市企业投资的青睐。而交通基础设施的建设会通过影响虹吸效应和扩散效应的强度使得大城市人口调控政策的溢出效应产生变化。其次, 大城市与毗邻区县产业结构的相似度也会影响大城市企业向毗邻区县投资, 本文讨论制造业结构相似度的调节效应。最后, 本文测算第二产业和制造业新增企业数量, 以讨论不同行业和上市公司异地投资方式对大城市人口调控政策溢出效应产生的异质性影响。

四、基准回归结果与稳健性检验

(一) 基准回归结果

表 2 展示了基准回归结果。表 2 (1) 列、(3) 列和 (5) 列表明, 相对于非毗邻区县, 大城市人口调控政策使毗邻区县的第二产业增加值显著提升, 并推动了第二产业增加值占比的提升和第二产业就业人员数量的增长。从系数大小看, 第二产业就业人员的溢出效应最为显著, 其次是第二产业增加值, 最后是第二产业增加值占比。表 2 (2) 列、(4) 列和 (6) 列表明, 不论以何种方式度量户籍制度改革的力度, 回归系数依然显著为正。假说 H1 得证。

表 2 基准回归结果

变量	第二产业增加值		第二产业增加值占比		第二产业就业人员	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
毗邻区县×时间	0.0957*** (0.0241)		0.0214*** (0.0056)		0.1677*** (0.0557)	
城区人口×时间		0.8286*** (0.2412)		0.1642*** (0.0621)		1.4773*** (0.4852)
观测值	5813	5813	5744	5744	4015	4015
R ²	0.9689	0.9688	0.9501	0.9500	0.9798	0.9798

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号内为聚类稳健标准误; ③区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

^①上市公司特征的控制变量设置和描述性统计结果省略, 可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 C。

（二）平行趋势检验

本文采用事件分析法进行平行趋势检验，分析大城市人口调控政策的长期影响，用政策前3年和后4年的户籍改革时间虚拟变量分别与毗邻区县虚拟变量、城区人口交乘，然后采用（16）式进行回归。平行趋势检验结果^①显示：在大城市人口调控政策实施前，毗邻区县和非毗邻区县在第二产业发展水平上没有显著差异；但在大城市人口调控政策实施后，交乘项系数显著为正。从对不同被解释变量的影响来看，大城市人口调控政策对第二产业就业人员数量的影响尤为显著和持续。从长期来看，大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业的溢出效应呈现先增强后减弱的趋势。

（三）安慰剂检验

本文遵循 Ferrara et al.（2012）的思路，随机生成不会对结果变量产生真实影响的伪毗邻区县虚拟变量和伪城区人口，重新构造随机实验，并将上述过程重复500次，得到伪毗邻区县×时间和伪城区人口×时间的估计系数核密度，其分布服从正态分布。安慰剂检验结果^②表明，检验通过。以第二产业增加值为被解释变量的估计结果为例，基准回归结果中毗邻区县×时间的系数估计值0.0957在500次估计结果中没有一次出现，且大部分估计系数都集中在0附近，p值基本大于0.1。

（四）稳健性检验和排除其他政策的干扰

一是更换核心解释变量：落户门槛指数。本文借鉴张吉鹏和卢冲（2019）的两阶段落户门槛指数构建落户门槛指数^③。2014年大城市人口调控政策实施前，毗邻区县和非毗邻区县的落户门槛指数等同于毗邻大城市的第一阶段落户门槛指数；2014年大城市人口调控政策实施后，毗邻区县的落户门槛指数等同于毗邻大城市的第二阶段落户门槛指数，而非毗邻区县的落户门槛指数仍保持不变。二是更换核心解释变量：城区人口规模。户籍制度改革以城区人口数量为依据划分改革力度，在样本期内，部分城市可能因城区人口规模的变动而导致户籍制度改革力度发生变化。因此，本文选取大城市的城区人口数量来衡量户籍制度改革力度以进行稳健性检验。三是剔除直辖市毗邻区县样本。直辖市在行政级别、辖区面积、第二产业发展水平以及户籍制度改革力度方面与其他大城市有较大差异，本文将其剔除后重新回归。四是对被解释变量进行5%的缩尾处理后重新进行回归。五是标准误聚类到区县层面改为聚类到城市层面。六是排除其他政策的干扰。国家级开发区或省级开发区能够吸引大批工业企业入驻，提升了区县的第二产业发展水平，因此，剔除2014年及以后设立开发区的区县样本。国家扶贫政策会对当地产业发展予以一定的扶持，因此，剔除2012年确认的592个重点贫困县样本。行政区划调整，例如撤县设区，会促进县域制造业产业升级（乔艺波和贺灿飞，2024），对评估户籍制度改革效果会造成干扰，因此，剔除发生过行政区划调整的区县样本。七是排除房地产调控政策的干扰。大城市房地产市场的剧烈波动有可能对大城市人口调控政策的溢出效应产生影响，本文测算2010—2019年17个大城市的商品房

^①平行趋势检验结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录D。

^②安慰剂检验结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录D。

^③张吉鹏和卢冲（2019）为各城市落户政策构建了落户门槛指数，指数综合考虑了投资、购房、人才引进、普通就业等多方面落户渠道，分为2000—2013年和2014—2016年两个阶段。本文采用投影法指数。

平均销售价格，将房价波动最大的5个城市从样本中剔除，然后重新进行回归^①。

上述稳健性检验和排除其他政策干扰的回归结果均显示^②，基准回归结果是稳健的。

五、机制分析

（一）大城市企业在毗邻区县投资的机制分析

大城市人口调控政策有可能通过企业异地投资对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。表3（1）列和（2）列显示了基于（17）式的估计结果，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策都显著提升了上市公司在毗邻区县投资的概率。另外，上市公司负债水平的提升会降低其在毗邻区县投资的概率，而上市公司规模的扩张会提升其在毗邻区县投资的概率。表3（3）～（6）列展示了基于（18）式的回归结果。其中，（3）列和（5）列展示的是全样本的估计结果，（4）列和（6）列展示的是城区人口500万以上城市样本的估计结果。可见，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策使上市公司更多地在毗邻区县进行异地投资，且溢出效应更多地体现在城区人口500万以上的城市。因此，大城市人口调控政策促进了大城市上市公司在毗邻区县的投资。假说H2得证。

表3 机制分析回归结果：大城市上市公司在毗邻区县投资

变量	是否异地投资		投资数量		投资规模	
	第二产业 (1)	制造业 (2)	全样本 (3)	城区人口500万以上样本 (4)	全样本 (5)	城区人口500万以上样本 (6)
城区人口×时间	134.9021*** (44.1730)	146.4598** (58.5625)	0.0654*** (0.0250)	0.0752*** (0.0251)	0.0356 (0.0437)	0.0526 (0.0451)
控制变量	已控制		未控制		未控制	
观测值	3009	1471	1546	880	1546	880
伪R ²	0.7081	0.7461				
R ²			0.4750	0.5072	0.5831	0.6412

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③（1）列和（2）列中，控制变量的估计结果省略，上市公司固定效应、城市固定效应、城市与年份交互固定效应均已控制；④（3）～（6）列中，区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

（二）毗邻区县劳动力流入的机制分析

大城市人口调控政策有可能通过劳动力流动对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应，机制检验的回归结果如表4所示。可以看到，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策使毗邻区县省内和省外迁入人口均有所增长，同时外来人口占比、第二产业和制造业的就业人口占比显著提升。以上估计结果从不同侧面说明大城市人口调控政策扩大了毗邻区县的劳动力规模，因此假说H3得证。

^①据测算，2010—2019年商品房销售价格标准差最大的5个城市是深圳市、北京市、上海市、南京市和广州市。

^②稳健性检验和排除其他政策的干扰的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录E。

表4 机制分析回归结果：毗邻区县劳动力流入

变量	外来人口 占比 (1)	第二产业就业人员 占比（抽样数据） (2)	省内迁入 人口 (3)	省外迁入 人口 (4)	第二产业就业人员 占比（普查数据） (5)	制造业劳动力 占比 (6)
毗邻区县×时间	0.0321*** (0.01035)	0.0085** (0.0035)	0.1480** (0.0613)	0.1606*** (0.0589)	0.0214*** (0.0071)	0.0149** (0.0058)
观测值	1325	1383	1315	1315	1314	1315
R ²	0.9169	0.9533	0.9784	0.9833	0.9304	0.9602

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③区县与年份交互固定效应、城市固定效应均已控制；④（1）列和（2）列回归采用2010年和2015年全国人口抽样调查数据，（3）~（6）列回归采用的是2010年和2020年全国人口普查分县数据。

六、调节效应和异质性分析

（一）毗邻区县特征的调节效应

1. 劳动力成本的调节效应。劳动密集型企业受大城市人口调控政策的影响最大，这类企业需要寻找接近市场且劳动力成本更低的区县。最低工资标准是影响劳动力成本的重要因素，标准越低意味着在法律允许的范围内企业可以支付更低的报酬。劳动密集型企业更有可能在最低工资标准更低的区县投资。本文将最低月工资标准对数及其与毗邻区县×时间的交乘项纳入（16）式进行回归。

表5（1）列和（2）列中，毗邻区县×时间×最低月工资标准的系数显著为负，而（3）列中该交乘项系数不显著，表明最低工资标准越低的区县所获得的溢出效应越大，但这种溢出效应并未体现在就业人员数量上。虽然更低的工资标准可以吸引企业布局，但劳动者为了追求更高的收入，倾向于流向工资标准更高的区县。

表5 最低工资标准的调节效应估计结果I

变量	第二产业增加值 (1)	第二产业增加值占比 (2)	第二产业就业人员 (3)
毗邻区县×时间	2.6094*** (0.6347)	0.3005** (0.1217)	0.8605 (0.8241)
最低月工资标准对数	0.8901*** (0.0296)	0.0658*** (0.0080)	0.0603 (0.0418)
毗邻区县×时间×最低月工资标准对数	-0.3639*** (0.0902)	-0.0411** (0.0174)	-0.0969 (0.1195)
观测值	5227	5159	3607
R ²	0.9750	0.9512	0.9798

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

为验证最低工资标准对企业布局的影响, 本文将最低月工资标准对数及其与城区人口 \times 时间的交乘项纳入(17)式进行回归。表6的回归结果显示, 降低最低工资标准会显著提升上市公司在毗邻区县第二产业异地投资的概率。综上, 最低工资标准越低的毗邻区县, 越能吸引企业进入, 大城市人口调控政策的溢出效应就越大。假说H4得证。

表6 最低工资标准的调节效应回归结果II

变量	是否异地投资	
	系数	标准误
大城市城区人口 \times 时间	681.1973**	318.8166
最低月工资对数	10.4127***	3.7522
大城市城区人口 \times 时间 \times 最低月工资对数	-72.2527*	42.2445
控制变量	已控制	
观测值	2644	

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②标准误为聚类稳健标准误; ③控制变量估计结果略, 城市固定效应、上市公司固定效应以及城市与年份交互固定效应均已控制。

2.土地成本的调节效应。除劳动力成本外, 土地成本也是影响企业布局的重要因素。地方政府往往以低廉的出让价格转让工业用地, 从而在招商引资方面相互竞争。因此, 工业用地价格也会造成大城市人口调控政策溢出效应的不同。为此, 本文将工业用地价格对数及其与毗邻区县 \times 时间的交乘项纳入(16)式进行回归。

表7显示, 与最低工资标准的调节效应类似, 工业用地价格越低, 城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的溢出效应越大, 但工业用地价格的调节效应并未体现在第二产业就业人员的溢出效应上。这个结果与现实逻辑相吻合——土地成本与企业生产直接相关, 而对就业无直接影响。

表7 工业用地价格调节效应估计结果I

变量	第二产业增加值	第二产业增加值占比	第二产业就业人员
	(1)	(2)	(3)
毗邻区县 \times 时间	0.3251*** (0.0826)	0.0541*** (0.0138)	0.2487*** (0.0889)
工业用地价格对数	0.0026 (0.0046)	0.0012 (0.0007)	0.0104* (0.0057)
毗邻区县 \times 时间 \times 工业用地价格对数	-0.0237** (0.0111)	-0.0054*** (0.0019)	-0.0032 (0.0089)
观测值	4279	4214	3297
R ²	0.9651	0.9478	0.9771

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号内为聚类稳健标准误; ③区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

为了检验较低的土地成本能否吸引企业布局, 本文将工业用地价格对数及其与城区人口 \times 时间的交乘项纳入(17)式进行回归。表8的回归结果显示, 土地成本的降低会提升上市公司在毗邻区县第

二产业异地投资的概率。这表明，毗邻区县通过更低的工业出让价格来吸引劳动密集型企业投资，从而在大城市人口调控政策实施中获取更大的溢出效应。综上，假说 H5 得证。

表 8 土地成本的调节效应估计结果II

变量	是否异地投资	
	系数	标准误
大城市城区人口×时间	183.7380***	38.1920
工业用地加权均价对数	0.6192**	0.2507
大城市城区人口×时间×工业用地加权均价对数	-4.9146**	2.3969
控制变量	已控制	
观测值	2397	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为聚类稳健标准误；③控制变量估计结果略，城市固定效应、上市公司固定效应以及城市与年份交互固定效应均已控制。

3. 高铁开通的调节效应。高铁、高速公路的建设既会通过降低要素流动的成本，促进大城市企业和劳动力向毗邻地区转移，也会通过虹吸效应引致劳动力和资本等生产要素向大城市转移。为了识别高铁开通对大城市人口调控政策的溢出效应产生的影响，本文将高铁是否开通虚拟变量与毗邻区县×时间交乘，纳入（16）式进行回归。回归结果显示^①，毗邻区县×时间×高铁是否开通的系数显著为负，表明高铁开通会弱化大城市人口调控政策对毗邻地区第二产业发展的溢出效应强度。

（二）大城市与毗邻区县制造业结构相似度的调节效应

承接产业投资需要一定的产业基础，与大城市具有相似产业结构的毗邻区县更有可能进行产业链分工，从而在大城市人口调控政策实施以后获得更显著的溢出效应。由于缺乏区县制造业行业大类的宏观统计数据，本部分采用的是全国工商企业注册数据，由此测算毗邻区县与大城市的制造业结构相似度，然后再将制造业结构相似度及其与毗邻区县×时间的交乘项纳入（16）式进行回归。回归结果显示^②，这一交乘项显著为负，这表明毗邻区县与其临近的大城市在产业结构上越相似，所获得的溢出效应越大。

（三）不同要素密集型行业的异质性

本部分采用全国工商企业注册数据分析大城市人口调控政策的溢出效应在不同类型行业之间的异质性，因为与上市公司异地投资数据相比，全国工商企业注册数据更能全面反映地区的企业发展情况。参考阳立高等（2014）的方法，本文将制造业行业大类划分为劳动密集型和非劳动密集型行业^③，然后计算样本区县各年第二产业、制造业以及不同类型制造业的注册企业数量，对其取对数后作为被解释变量纳入（16）式进行回归。回归结果显示^④，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策使毗邻区

^①高铁开通调节效应的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 F。

^②制造业结构相似度调节效应的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 G。

^③具体分类方法省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 H。

^④不同行业异质性的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 I。

县第二产业和制造业的新增企业数量显著增加。该结果进一步验证了企业异地投资的作用机制。从解释变量的系数大小和显著性在劳动密集型行业和非劳动密集型行业之间的对比可以看出，大城市人口调控政策的实施更显著地促进了大城市企业向毗邻区县的劳动密集型行业投资。

（四）大城市上市公司异地投资方式的异质性

本文将大城市的上市公司总部所在地分为中心城区和非中心城区，然后分别加总中心城区上市公司和非中心城区上市公司在毗邻区县第二产业异地投资的公司数量和规模^①，作为被解释变量纳入（16）式进行回归。若大城市人口调控政策的实施显著提升了中心城区上市公司在毗邻区县异地投资的公司数量，则这种投资是“跳跃式”的；若大城市人口调控政策的实施显著提升了非中心城区上市公司异地投资的公司数量，则这种投资是“梯度式”的。回归结果显示^②，对毗邻区县的投资主要来自大城市非中心城区的上市公司，属于“梯度式”投资，意味着大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的影响更符合产业梯度转移的规律。

七、结论与政策启示

本文以2014年户籍制度改革为政策冲击，研究大城市人口调控政策对其毗邻区县第二产业发展的影响，并从大城市企业对毗邻区县异地投资和劳动力流动的角度识别其中的作用机制。本文得出如下研究结论。

第一，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策实施对毗邻区县第二产业发展产生了显著的溢出效应，表现为第二产业增加值及其占比的提升和第二产业就业人员数量的增长。

第二，在大城市人口调控政策的冲击下，大城市的上市公司倾向于向毗邻区县的第二产业投资，同时，有更多的劳动力向毗邻区县流入，第二产业尤其是制造业就业人员占比显著提升。大城市上市公司对毗邻区县的投资是“梯度式”的，投资主要来源于大城市非中心城区的上市公司。

第三，最低工资标准和工业用地价格越低的毗邻区县，越容易获得大城市上市公司的异地投资，获得的大城市人口调控政策溢出效应就越大。高铁开通带来的虹吸效应会弱化大城市人口调控政策对毗邻区县的溢出效应强度。对于与大城市具有相似产业结构的毗邻区县，大城市人口调控政策的溢出效应较强。毗邻区县劳动密集型制造业受到的溢出效应最为显著。

本文的研究结论可为进一步深化户籍制度改革，促进都市圈高质量一体化发展提供政策启示。一是促进大城市与毗邻地区的要素流动，推动都市圈高质量一体化发展。大城市在区域经济发展中承担着引领和带动作用，并且随着城市规模的扩大和对地区辐射带动作用的日益加强，大城市与毗邻地区

^①对于大城市中心和中心城区上市公司在毗邻区县异地投资的公司数量和规模，本文依据各大城市的城市规划对中心城区的界定，将上市公司总部所在地分为大城市的中心城区和非中心城区，再加总计算大城市上市公司在毗邻区县异地投资的公司数量和注册资本。数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）。

^②上市公司异地投资方式异质性分析的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录J。

一体化发展形成的都市圈在区域协调发展中将发挥更重要的作用。人流、物流、资金流的畅通是促进大城市与毗邻地区一体化发展的必要条件，因此，大城市与毗邻地区间需要建立要素流动机制，相互开放要素市场，在税收、土地利用、人才流动、社会保障等方面加强城市间的政策协调，实现区域利益最大化和各方利益的公平分享。

二是毗邻地区需要加快提升产业承接能力，应对户籍制度改革带来的冲击。2014年户籍制度改革更多地吸引了劳动密集型企业向大城市的毗邻区县迁移。尽管毗邻地区相对低廉的劳动力和土地成本更容易获得企业的青睐，但逐底竞争的模式不可持续。根据2024年7月国务院印发的《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》，未来随着户籍制度改革的逐步深入，城区常住人口300万至500万城市落户条件将全面放宽，城区常住人口500万以上超大特大城市积分落户政策将日趋完善，大城市毗邻地区受到的虹吸效应预计将呈现增强的态势。为避免成为“集聚阴影”，毗邻地区应摒弃一味利用低廉成本吸引大城市企业的模式，通过优化营商环境和完善配套设施，提高对大城市企业的承接能力。

三是推进都市圈内社保和落户积分的互认，促进人才在大城市与毗邻地区之间的流动。毗邻区县虽然可以与大城市共用相同的商品和服务消费市场，但两者在公共服务，尤其是教育、医疗和社会保障方面存在较大差距，难以吸引企业家。都市圈内落户积分的互认，有利于人才流动，促进都市圈高质量一体化发展。

参考文献

- 1.柯善咨, 2009:《扩散与回流:城市在中部崛起中的主导作用》,《管理世界》第1期,第61-71页。
- 2.梁琦、陈强远、王如玉, 2013:《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》,《中国社会科学》第12期,第36-59页。
- 3.陆铭、向宽虎、陈钊, 2011:《中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论》,《世界经济》第6期,第3-25页。
- 4.马光荣、程小萌、杨恩艳, 2020:《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》,《中国工业经济》第6期,第5-23页。
- 5.毛琦梁、董锁成、黄永斌、李俊、吴殿廷, 2014:《首都圈产业分布变化及其空间溢出效应分析——基于制造业从业人数的实证研究》,《地理研究》第5期,第899-914页。
- 6.乔艺波、贺灿飞, 2024:《撤县设区对县域制造业产业升级的影响——基于三重差分法的政策评估》,《地理学报》第4期,第909-930页。
- 7.孙斌栋、丁嵩, 2016:《大城市有利于小城市的经济增长吗?——来自长三角城市群的证据》,《地理研究》第9期,第1615-1625页。
- 8.汪增洋, 2024:《优化都市圈空间结构:小城镇和乡村发展的视角》,《中国农村经济》第10期,第104-131页。
- 9.阳立高、谢锐、贺正楚、韩峰、孙玉磊, 2014:《劳动力成本上升对制造业结构升级的影响研究——基于中国制造业细分行业数据的实证分析》,《中国软科学》第12期,第136-147页。

- 10.张吉鹏、卢冲, 2019: 《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1509-1530页。
- 11.张俊, 2017: 《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1533-1562页。
- 12.赵奎、后青松、李巍, 2021: 《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》, 《经济研究》第3期, 第150-166页。
- 13.种照辉、覃成林、叶信岳, 2018: 《城市群经济网络与经济增长——基于大数据与网络分析方法的研究》, 《统计研究》第1期, 第13-21页。
- 14.朱虹、徐琰超、尹恒, 2012: 《空吸抑或反哺: 北京和上海的经济辐射模式比较》, 《世界经济》第3期, 第111-124页。
- 15.An, L., Y. Qin, J. Wu, and W.You, 2024, “The Local Labor Market Effect of Relaxing Internal Migration Restrictions: Evidence from China”, *Journal of Labor Economics*, 42(1): 161-200.
- 16.Bosker, M., S. Brakman, H. Garretsen, and M. Schramm, 2012, “Relaxing Hukou: Increased Labor Mobility and China’s Economic Geography”, *Journal of Urban Economics*, 72(2-3): 252-266.
- 17.Cuberes, D., K. Desmet, and J. Rappaport, 2021, “Urban Growth Shadows”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 123, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2021.103334>.
- 18.Ferrara, E. L., A. Chong , and S. Duryea, 2012, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- 19.Forslid, R., and G. I. Ottaviano, 2003, “An Analytically Solvable Core-Periphery Model”, *Journal of Economic Geography*, 3(3): 229-240.
- 20.Friedmann, J., 1972, “A General Theory of Polarized Development”. in N. M. Hansen (ed.) *Growth Centers in Regional Economic Development*, New York: Free Press, 82-107.
- 21.Fujita, M., P. R. Krugman, and A. Venables, 2001, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge, MA: The MIT Press, 147.
- 22.Hirschman, A. O., 1957, “Investment Policies and ‘Dualism’ in Underdeveloped Countries”, *The American Economic Review*, 47(5): 550-570.
- 23.Hsu, W. T., and L. Ma, 2021, “Urbanization Policy and Economic Development: A Quantitative Analysis of China’s Differential Hukou Reforms”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 91, <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2020.103639>.
- 24.Li, X., L. Ma, and Y. Tang, 2024, “Migration and Resource Misallocation in China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 167, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2023.103218>.
- 25.Ma, L., and Y. Tang, 2020, “Geography, Trade, and Internal Migration in China”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 115, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.06.004>.
- 26.Myrdal, G., 1957, *Economic Theory and Under-Developed Regions*, London: Duckworth, 23-38.
- 27.Partridge, M. D., D. S. Rickman, K. Ali , and M. R. Olfert, 2008, “Employment Growth in the American Urban Hierarchy: Long Live Distance”, *The BE Journal of Macroeconomics*, 8(1), <https://doi.org/10.2202/1935-1690.1627>.

28. Yuan, B., K. Jing, and Y. Liu, 2024, "From Agglomeration to Dispersion: How Does China's Noncapital Functions' Relief Affect Regional Development", *Journal of Regional Science*, 64(3): 595-620.

(作者单位: 中国人民大学应用经济学院)

(责任编辑: 黄 易)

Spillover Effect of Population Control Policies in Big Cities on Secondary Industry in Adjacent Districts and Counties: Evidence from the Household Registration System Reform in 2014

XI Qiangmin LI Sihao ZHANG Keyun

Abstract: Taking the reform of household registration system in 2014 as a policy shock, this paper studies the influence of population control policies in big cities on the development of the secondary industry in adjacent districts and counties. The results of benchmark regression show that the population control policies in big cities have spillover effects, which promote the growth of the added value and its proportion of the secondary industry and the number of employees in the secondary industry in adjacent districts and counties. Mechanism analysis shows that the population control policies in big cities increase the probability and quantity of listed companies in big cities investing in adjacent districts and counties, and at the same time increase the proportion of migrants and employees in the secondary industry through labor mobility, thus promoting the development of the secondary industry in adjacent districts and counties. The analysis of moderating effect shows that the lower the minimum wage standard and industrial land price in adjacent districts and counties are, the greater the spillover effects of the implementation of population control policies in large cities on the development of the secondary industry are. The siphon effect brought by the opening of high-speed rail weakens the spillover effects of population control policies in big cities on adjacent districts and counties. In adjacent districts and counties with similar manufacturing structure to big cities, the spillover effects of population control policies in big cities are greater. Heterogeneity analysis shows that the spillover effects of labor-intensive manufacturing industry by population control policies in big cities are the most significant. The investment of listed companies in big cities in neighboring counties is "gradient", and the investment mainly comes from listed companies in non-central urban areas of big cities. To sum up, the population control policies in big cities have spillover effects on the development of the secondary industry in neighboring counties by promoting enterprises' investment in different places and labor mobility. The conclusion of this paper provides decision-making references for constructing modern metropolitan areas and promoting high-quality integrated development of the metropolitan areas.

Keywords: Adjacent Districts and Counties; Spillover Effects; Reform of Household Registration System; Population Control Policies; Metropolitan Area Integration