

户籍制度改革与企业劳动雇佣

——来自 2014 年户籍制度改革的经验证据

张云矿 赵子微*

内容提要 本文将 2014 年的户籍制度改革作为准自然实验，识别城市户籍限制放宽对企业劳动雇佣的影响。研究结果显示：与控制组城市相比，城市户籍限制放宽后，企业的劳动雇佣对营收增长的反应更加敏感，企业劳动雇佣的灵活性显著提升；户籍限制放宽对企业劳动雇佣灵活性的提升效应随着城市规模等级的降低而减少，并降低了小城市企业劳动雇佣的灵活性。机制分析表明，户籍限制放宽主要增强了企业对较低受教育程度劳动力雇佣的灵活性，且不会影响企业的投资决策。异质性分析表明，户籍限制放宽对企业劳动雇佣灵活性影响的政策效应在非国有企业和劳动密集型企业中更为明显。本文的研究结论在一定程度上证明，城市户籍限制放宽通过降低人口迁移的制度性门槛，有助于提升企业经营的灵活性，也为未来中国的户籍制度改革提供政策启示。

关键词 户籍制度改革 城市落户门槛 企业劳动雇佣 灵活性

一 引言

作为一项具有计划经济色彩的重要制度，户籍制度自 1958 年开始实施至今，始终对中国的经济社会产生广泛而持久的影响，同时也是引起较多争议的一项制度。最初

* 张云矿，南开大学经济学院，电子邮箱：zyunkuang@163.com；赵子微，南开大学经济学院，电子邮箱：leafzhao2021@163.com。作者感谢教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目（批准号：20JZD028）的资助。

的制度设计目的是通过严格的户籍管理限制劳动力在地区、部门间的移动（蔡昉等，2001）。改革开放后，经过历次的户籍制度改革，当前的户籍管理制度已不再对人口的跨区域流动行为进行明文限制。但落户依然是绝大多数人在流动过程中必须考虑的问题（宋弘等，2022），户籍仍然作为一项制度性门槛阻碍人口市场化的自由流动。已有研究也表明，户籍制度所产生的制度性迁移成本会导致经济整体的福利损失（Fan, 2019; Tombe & Zhu, 2019; Zhao, 2022）。

近些年来，中国的户籍改革进程不断加快，考察和评估户籍制度改革对中国经济社会产生的影响具有重要的理论和政策意义。中国户籍制度改革的一个基本出发点是放松直至消除城市落户限制，最终目标是建立以经常居住地登记户口制度，这会大幅降低人口迁移的制度性成本，并通过改变本地劳动力市场的劳动力供给数量和结构，进而产生一系列的本地经济效应。基于该视角，一些文献研究了中国户籍制度改革或户籍限制放宽背景下，外来移民对当地劳动力市场的影响。魏下海等（2016）的研究发现，城市外来移民会对本地劳动力的工资产生负向影响，但负向效应主要发生在低技能劳动力群体中，而高技能劳动力的流入有助于本地工资率的上升。宋旭光和何佳佳（2022）的研究表明，劳动力的流入对本地居民产生的福利效应具有技能偏向性。李五荣等（2022）的研究指出，落户门槛降低会显著提高农村流动人口的创业概率。An et al.（2024）发现，非特大城市户籍限制放松后，受劳动力供给冲击的影响，城市中的移民尤其是低技能移民的收入会下降，但本地居民的就业和工资并没有受到明显的负面冲击。现有文献主要从地区整体或劳动者的角度考察户籍限制放宽的本地经济效应，对于作为本地劳动力市场需求端的企业研究相对较少。

作为本地市场的另一个重要微观主体，通过考察企业在面对外部劳动力供给冲击时如何内生地调整其生产经营决策，可以从劳动力需求端有效补充现有的研究。本文主要考察户籍制度改革是否会影响企业的劳动雇佣。具体地，本文将 2014 年由中央推动的新一轮城市户籍制度改革作为政策冲击，考察户籍制度改革对企业劳动雇佣的影响。2014 年国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》（以下简称《意见》），开启了中国新一轮的城市户籍制度改革。这次改革无论是在政策力度还是实施范围上都要强于之前的改革。改革的另一个重要特点是，特大城市仍然延续过去严格控制落户的户籍政策，其他城市按照规模等级分类放宽城市落户门槛。这使得本文可以将特大城市作为对照组，借助双重差分的研究逻辑识别户籍制度改革对于企业劳动雇佣的影响。

与本文研究主题直接相关的一类文献主要从企业端分析本地劳动力供给冲击的影响。Lewis (2011) 研究了移民的技能结构对于当地企业技能采用的影响, 发现地区低技能劳动力供给的增加会降低这些地区企业采用自动化设备的概率。外部移民的增加还会影响企业的劳动雇佣决策, 企业会内生地调整劳动雇佣结构以及要素的相对使用密度 (Dustmann & Glitz, 2015; Olney, 2013)。技能偏向型的移民供给冲击还会对企业的创新、生产率、外包等产生影响 (Ghosh et al., 2014; Mitaritonna et al., 2017; Olney & Pozzoli, 2021; Paserman, 2013)。Beerli et al. (2021) 研究了瑞士向欧洲跨境开放劳动力市场的影响, 发现高技能劳动力的流入改变了企业的就业结构, 并有效促进了高技术企业的创新以及生产率的提升。

基于国内背景的研究重点关注户籍制度改革所产生的外部劳动力供给冲击对企业经营的影响。由于中国户籍制度具有技能偏向的属性, 一些文献重点考察了户籍制度改革对企业创新的影响。由于关注的具体改革政策以及研究方法存在差异, 这类文献并未得出一致的结论 (马鑫, 2022; 吴育辉等, 2023; Chen et al., 2020)。沈宗庆和任继球 (2016) 研究发现, 户籍制度改革会增加国有企业人均工资支出并降低民营企业人均工资支出; 随着户籍制度改革的深入, 民营企业在户籍获取上的劣势会逐步消失, 民营企业的竞争力会得到提升。李连友等 (2023) 发现, 户籍制度改革会提高企业的劳动收入份额。Wang et al. (2021) 基于中国 2000 年初户籍制度改革的背景, 利用 1998 - 2007 年工业企业数据和双重差分法研究了城市户籍制度改革对改革城市企业就业调整的影响, 发现户籍改革会提升企业的就业调整率。

相较于已有研究, 本文可能的贡献主要有以下几点。第一, 现有关于中国户籍制度改革影响的研究, 多关注 2000 年初期改革的政策效应 (李连友等, 2023; 沈宗庆、任继球, 2016; Wang et al., 2021)。相对而言, 这一时期的户籍制度改革还处于起步阶段, 无论在改革的强度还是范围上都和 2014 年新一轮的户籍制度改革存在较大的差异 (张吉鹏等, 2020)。此外, 2000 年初期的户籍改革主要是由地方自主推出, 考察政策效应时可能会面临相对严重的内生性问题。本文主要研究 2014 年由中央主导推动的新一轮户籍制度改革的政策效应, 并结合不同规模等级城市改革强度的差异以及城市规模互补效应 (An et al., 2024), 更加完整地评估户籍制度改革的本地市场效应, 并且有效避免了地方主导型政策内生性的影响, 有效补充了现有研究。第二, 现有关于城市户籍改革对于企业影响的研究, 多从企业创新、工资的角度进行, 关于直接就业效应的研究较少。Wang et al. (2021) 考察了户籍制度改革对于企业就业调整程度的影响。不同的是, 本文主要关注户籍制度改革对于企业

劳动雇佣灵活性的影响，重点考察户籍限制放宽是否促进企业可以根据自身的经营情况和市场条件更加灵活地调整劳动雇佣决策，这有助于厘清企业在面对外部政策环境和用人环境变化时如何调整其经营决策。第三，借助上市公司丰富维度的就业信息数据，可以更加细致地考察户籍制度改革对于企业就业的影响以及其起作用的微观机制。

本文余下部分结构安排如下：第二部分为制度背景与理论分析；第三部分为实证模型与数据变量说明；第四部分为实证结果与分析，包括基准回归分析和稳健性检验；第五部分为机制检验和异质性分析；第六部分为研究结论与政策启示。

二 制度背景与理论分析

（一）制度背景

中国的户籍制度起源于计划经济时期。为了配合重工业优先发展战略的实施，1958 年政府颁布了《中华人民共和国户口登记条例》，确立了一套严格的户籍管理制度，同时执行人口登记、迁移限制和竞争性福利行政限制三重功能（李沛霖，2021），严格限制劳动力在部门、地区和所有制之间的流动（蔡昉等，2001）。改革开放后，面对新的经济形势以及制度改革的内在需求，原有严格的户籍管理制度的弊端日益明显，中央逐步开始对户籍制度进行改革。1984 年开始，政府先后发布了《关于农民进入集镇落户问题的通知》《关于城镇暂住人口的暂行规定》，标志着户籍制度改革的开始，劳动力在城乡、地区之间的流动限制开始松动。20 世纪末期，中央开展了多项改革，以进一步放宽对户口的限制。1997 年发布《小城镇户籍管理制度改革试点方案》，县级层面开始逐步进行户籍改革，允许农村和其他城市居民获得当地户口（Fan, 2019）。1998 年，国务院批转公安部《关于解决当前户口管理工作中的几个突出问题的意见》，目的是在坚持控制大城市规模、合理发展中等城市和小城市的原则下，逐步改革现行的户籍管理制度。在这一原则的指导下，后续户籍制度改革也逐步由小城镇到大中城市再到省会城市推进（孙文凯等，2011）。

2000 年之前的户籍制度改革范围和力度相对有限，真正意义上的较全面的户籍制度改革始于 2000 年（张吉鹏、卢冲，2019）。在中央文件的指导下，各地方政府开始了本地的户籍制度改革，并取得了实质性的成效。不同规模和等级的城市户籍制度改革的进程和力度各不相同，总体上这一时期小城镇改革的力度最大，中小城市次之，

省会城市和特大城市的户籍制度改革力度最小（王美艳、蔡昉，2008）。各地也基本形成了附加条件的准入制落户制度，并设定相应的落户门槛。

近些年来，中国开启了新一轮的户籍制度改革。2013年11月，《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出要“创新人口管理，加快户籍制度改革，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，合理确定大城市落户条件，严格控制特大城市人口规模”，这也为2014年开始的新一轮户籍制度改革奠定了基调。2014年7月，国务院发布《意见》，指出按照城市规模等级分类调整户口迁移政策：以合法稳定就业和合法稳定住所（含租赁）等为前置条件，全面放开城区人口50万以下的建制镇和小城市人口落户限制；有序放开城区人口50~100万的中等城市落户限制；合理确定城区人口100~500万的大城市的落户条件，其中对于城区人口100~300万的大城市要合理放开落户限制，对于城区人口300~500万的大城市要合理确定落户条件^①；严格控制城区人口500万以上的特大城市人口规模。

新一轮的户籍制度改革无论是在改革力度还是在改革范围上都明显大于之前的改革。改革后除特大城市外，其余规模等级的城市落户门槛均明显降低（张吉鹏、卢冲，2019）。可以看出，作为中央主导推动的一项政策改革，新一轮户籍制度改革仍然和城市规模等级挂钩，其中一个重要的新特点是松动对大城市的落户限制^②，而同时期对于特大城市仍然沿用严格控制落户的政策。因此，政策改革的设计使得本文可以将特大城市作为对照组，借助双重差分的研究逻辑识别户籍制度改革对企业劳动雇佣的影响。

（二）理论分析

本部分基于中国户籍制度改革的背景，从理论层面对新一轮的城市户籍制度改革对企业劳动雇佣的影响进行分析，并提出本文的研究假设。劳动力的迁移行为是在综合考虑迁移成本与收益后进行的理性决策，其中迁移成本包含市场化迁移成本以及制度性迁移成本。制度性迁移成本最直接的体现是国家的移民管理制度，其直接严格限制外来移民和劳工的准入。在中国当前的户籍管理制度下，人口在国内的跨区域流动并不会受到任何直接限制，但是在户籍的跨区域迁移上仍然存在诸多限制，各地区会通过设置各类落户条件、落户程序、年度落户指标等行政性门槛对流动人

① 这部分的政策表述来自《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》。

② 2019年，国家发展改革委发布《2019年新型城镇化建设重点任务》，进一步要求中等城市和大城市全面取消或放宽落户条件，改革力度进一步加大。

口的落户做出限制性规定（李沛霖，2021）。户籍状态会影响流动人口在迁入地能够获取的各项福利或者迁入收益。通常来说，流动人口迁入某城市是为了获取当地更高收入的工作机会、更多的公共基础设施、更大的消费市场、更高质量的公共服务等。虽然多数的迁移收益是通过市场化的方式获取，但是户籍状态的影响同样不可忽视，主要表现在：不同户籍状态下生活成本的差异；异地户籍带来的就业和收入歧视；户籍所附含的医疗、教育、养老、住房等公共服务权益可得性的差异（张吉鹏等，2020）。Chen et al.（2019）对城市户口的市场价值进行估计，发现居民对于济南市城镇户口的支付意愿约为 9 ~ 12.6 万元，这也表明户籍限制给人口的迁移决策带来了较高的隐性制度成本。

户籍制度改革通过放宽城市落户限制、降低落户门槛，有效降低了人口迁移的制度性成本，这会吸引更多的劳动力迁入（An et al., 2024; Fan, 2019），改善本地劳动力市场的供给状态。企业可以更加灵活地根据自身的经营需求，以更低的成本和更高的概率从本地劳动力市场中搜寻合适的劳动力，匹配自身的岗位需求。此外，城市户籍限制放宽通过降低与其他区域间劳动力市场的迁移摩擦，提升与外部劳动力市场的连通性，有效增加本地企业劳动力的可获得性，进一步增强企业劳动雇佣的灵活性（Beerli et al., 2021）。因此，本文提出研究假设 1。

假设 1：新一轮城市户籍限制放宽改革会提升企业劳动雇佣的灵活性。

一方面，不同规模等级城市的户籍改革进程和力度存在差异。通过上文梳理的制度背景可以看出，中国的户籍制度改革始终与城市规模等级挂钩。2000 年开始的户籍制度改革是按照“控制大城市规模、合理发展中等城市、积极发展小城市”的原则推进的。在新一轮户籍制度改革之前，中小城市的户籍改革已经取得了实质性的成效，并保持着相对的稳定性，而省会城市和特大城市的户籍制度改革力度最小。因此，在新一轮户籍制度改革前，规模等级越小的城市户籍管制放宽程度越大。新一轮的户籍制度改革同样按照城市规模等级分类调整户口迁移政策。如果仅从横向对比的角度看，规模等级越高的城市落户门槛仍然越高，但这并不代表新一轮的户籍改革强度随着城市规模等级的上升而下降。在衡量城市户籍改革力度时，需要考虑和对比改革之前的户籍管制放宽程度，而不能简单地进行横向对比，这也是双重差分法的基本研究逻辑。因此，通过以上分析，本文认为 2014 年的户籍改革力度并没有随着城市规模等级的提升而降低。相反，通过改革有效放宽了事前被严格限制的大城市的落户门槛，并进一步放宽中小城市的落户限制，因此大城市处理组的户籍改革力度并不低

于中小城市^①。

另一方面，除了不同规模等级城市户籍改革的强度之外，还需要考虑户籍制度改革与城市规模等级之间的互补效应（年猛、王焱，2016）。不同规模等级城市户籍的含金量仍然存在较大的差异，规模等级更大的城市户籍附带更完善的社会保障、更好的公共资源和服务（王美艳、蔡昉，2008），对人口的吸引力也更大。因此可以预期，即使同等甚至更小的户籍改革力度，对于规模等级更高的城市仍会产生更大的影响。此外，长期与城市规模等级倒挂的户籍管制政策使得大城市人口规模难以达到市场化条件下的最优规模，限制了大城市规模集聚优势的发挥（陆铭等，2012；Au & Henderson, 2006；Li & Lu, 2021）。2014年户籍改革有效放宽了各类城市尤其是大城市的落户限制，可以有效释放规模更大城市的集聚优势。因此，规模更大城市在自身的规模优势以及户籍限制放宽的综合作用下，对劳动力的吸引力会极大增强（魏后凯，2014；伍菱霖、卢冲，2020；Bosker et al., 2012；Fields & Song, 2020）。基于以上分析，本文提出研究假设2。

假设2：新一轮户籍限制放宽改革对企业劳动雇佣灵活性影响的政策效应随着城市规模等级的降低而减小。

三 实证模型与数据变量说明

（一）实证模型

为了检验新一轮城市户籍限制放宽改革对企业劳动雇佣的影响，本文借鉴刘媛媛和刘斌（2014）、尹靖华等（2023）、Crouzet & Mehrotra（2020）的研究方法，使用企业员工数量对企业营收变化的敏感程度来反映企业用工调整的灵活性，并借鉴钱雪松和方胜（2021）、An et al.（2024）、Wang et al.（2021）的识别策略构造如下的计量模型：

$$\begin{aligned} labor_{i,c,t} = & \beta_0 + \beta_1 treat_c \times post_t \times growth_{i,t-1} + \beta_2 treat_c \times post_t \\ & + \beta_3 treat_c \times growth_{i,t-1} + \beta_4 post_t \times growth_{i,t-1} \\ & + \beta_5 growth_{i,t-1} + \gamma X_{i,c,t-1} + \alpha_i + \mu_c + \delta_t + \varepsilon_{i,c,t} \end{aligned} \quad (1)$$

^① 张吉鹏和卢冲（2019）给出了2014年户籍制度改革前后部分城市落户门槛的变化情况。

$$\begin{aligned}
 labor_{i,c,t} = & \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_{1,j} treat_{c,j} \times post_t \times growth_{i,t-1} \\
 & + \sum_{j=1}^4 \beta_{2,j} treat_{c,j} \times post_t + \sum_{j=1}^4 \beta_{3,j} treat_{c,j} \times growth_{i,t-1} \quad (2) \\
 & + \beta_4 post_t \times growth_{i,t-1} + \beta_5 growth_{i,t-1} \\
 & + \gamma X_{i,c,t-1} + \alpha_i + \mu_c + \delta_t + \varepsilon_{i,c,t}
 \end{aligned}$$

其中，下标 i 、 c 、 t 分别表示企业、企业所在城市以及年份。被解释变量 $labor_{i,c,t}$ 表示企业劳动雇佣，使用企业雇佣员工总数的对数表示。 $treat_c$ 表示城市是否处于政策处理组的虚拟变量。参考 An et al. (2024) 的做法，以政策实施前（2013 年）城区人口超过 500 万的 11 个特大城市作为对照组^①，其他存在户籍限制放松的城市作为处理组，构建实证模型（1）。由于不同规模等级的城市户籍改革的强度有所差异，因此进一步按照城市规模将城市划分为 I 型大城市、II 型大城市、中等城市、小城市^②， $treat_{c,j}$ 为对应不同规模等级城市的分组变量（其中 $j = 1, 2, 3, 4$ ），构建实证模型（2）。 $post_t$ 表示是否处于政策出台的当年及以后年份的虚拟变量，本文以 2014 年作为政策出台的第一年，2014 年及之后取 1，否则取 0。 $growth_{i,t-1}$ 表示企业营收增长，使用企业营业收入增长率表示。本文主要关注 $treat_c \times post_t \times growth_{i,t-1}$ 的回归系数 β_1 ，它识别了户籍制度改革对于企业用工决策的影响，反映了处理组与对照组城市企业用工调整的灵活性差异是否在户籍制度改革前后发生变化。如果回归系数显著为正，则表明户籍制度改革会有效提升处理组城市企业的用工灵活性。 α_i 、 μ_c 和 δ_t 分别表示企业、城市和年份固定效应， $\varepsilon_{i,c,t}$ 为随机扰动项。

$X_{i,c,t-1}$ 为企业层面和城市层面的控制变量。为了缓解内生性问题以及同时性问题，所有控制变量以及企业营收增长均使用滞后一期的方式引入到模型中。参考孙伟增和郭冬梅（2021）、王锋和葛星（2022）等的研究，本文选择企业规模、资产负债率、总资产净利润率、企业年龄、销售费用率、经营活动现金流等作为企业层面的控制变量；选择城市经济发展水平、城市产业结构、城市基本公共服务供给等作为城市层面的控制变量。具体的变量定义见下文。

① 城市城区人口的数据来自住房和城乡建设部发布的《中国城市建设统计年鉴》，其中城区人口超过 500 万的特大城市包括北京市、上海市、天津市、重庆市、广州市、深圳市、南京市、武汉市、沈阳市、东莞市、郑州市。

② I 型大城市的城区人口在 300 ~ 500 万之间，II 型大城市的城区人口在 100 ~ 300 万之间，中等城市的城区人口在 50 ~ 100 万之间，小城市的城区人口低于 50 万。

（二）数据变量说明

本文使用 2008 - 2017 年中国沪深 A 股上市公司作为研究样本^①，相关数据主要来自国泰安数据库和锐思数据库。城市层面的宏观数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》等。参考现有研究的做法，本文对上市公司原始数据进行以下处理：剔除金融行业企业样本；剔除上市状态为“ST”“*ST”“PT”的企业样本；剔除关键变量缺失的样本；为避免极端值对估计结果的影响，对所有企业层面的连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。经过上述处理，最终得到包括 3272 家上市公司共计 20913 个样本。

在控制变量的定义方面，企业规模使用企业总资产的对数衡量；资产负债率使用企业负债总计与资产总计的比值衡量；总资产净利润率使用企业净利润与企业总资产的比值衡量；企业年龄使用企业上市年限的对数衡量；销售费用率使用企业销售费用与营业收入的比值衡量；经营活动现金流使用企业经营活动产生的现金流净额与总资产的比值衡量；城市经济发展水平使用城市人均地区生产总值的对数衡量；城市产业结构使用城市第二产业占比与第三产业占比的比值衡量；参照夏怡然和陆铭（2015）的做法，城市基本公共服务供给使用基础教育供给和医疗服务供给两个指标衡量^②。表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

① 本文之所以选择 2008 - 2017 年作为研究的样本期，主要原因有以下几点。第一，2008 年 1 月 1 日中国颁布实施了《中华人民共和国劳动合同法》，对企业与员工劳动合同的订立、履行和解除终止等都作出了明确的规定，使得 2008 年前后劳动力保护的制度环境存在明显差异，因此样本期选择在 2008 年及之后。第二，2017 年之后，尤其是 2018 年上半年，多数城市纷纷出台高规格、成体系的人才新政，对人才给予住房、落户、子女教育等补贴与便利（孙鲲鹏等，2021；张吉鹏、卢冲，2019）。例如，天津市在 2018 年出台“海河英才”计划，给予本科及以上学历的人才落户便利。第三，2019 年国家发展改革委发布《2019 年新型城镇化建设重点任务》，要求继续加大户籍改革力度，中等城市和大城市全面取消或放宽落户条件，前后期的政策力度上也存在较大的差异。因此，为了排除大范围人才新政的影响，尤其是排除特大城市出台人才新政导致落户门槛降低进而对控制组所产生的影响，以及近些年来政策强度的变化，本文将最终的研究样本期选择在 2008 - 2017 年之间。

② 其中，基础教育供给使用城市生均小学教师数和生均中学教师数的第一主成分分析得分值表示；医疗服务供给使用城市人均病床数、人均医生数和人均医院数的第一主成分分析得分值表示。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	符号	样本数量	平均值	标准差	5%分位值	50%分位值	95%分位值
企业劳动雇佣	<i>labor</i>	20913	7.479	1.219	5.513	7.454	9.544
营业收入增长	<i>growth</i>	20860	0.201	0.440	-0.256	0.127	0.840
企业规模	<i>size</i>	20841	21.828	1.195	20.132	21.711	24.041
资产负债率	<i>lev</i>	20913	0.420	0.211	0.096	0.411	0.780
企业年龄	<i>age</i>	18432	1.942	0.897	0.000	2.197	2.996
销售费用率	<i>ser</i>	20908	0.069	0.079	0.003	0.043	0.236
总资产净利润率	<i>roa</i>	20913	0.044	0.052	-0.033	0.040	0.131
经营活动现金流	<i>cash</i>	20839	0.043	0.075	-0.081	0.042	0.169
城市人均产出水平	<i>city_gdp</i>	20216	11.174	0.581	10.097	11.257	11.954
城市产业结构	<i>city_cy</i>	20913	0.995	0.504	0.290	0.935	1.828
城市基础教育	<i>city_edu</i>	20913	0.225	1.118	-1.056	0.063	1.839
城市医疗服务	<i>city_hos</i>	20913	0.745	0.901	-0.510	0.617	2.581

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

四 实证结果与分析

(一) 基准结果分析

表 2 报告了基准回归结果。其中，表 2 前 3 列给出了单一政策分组的实证模型 (1) 的估计结果。可以看出，各列政策交乘项回归系数均显著为正，添加完整控制变量时的政策交乘项估计系数为 0.068，且在 1% 水平上显著。由于小城市在城市规模等级和政策改革力度上与对照组和其他处理组城市有较大的差异，在使用单一政策处理分组法评估政策效应时，可能会由于处理组内部政策处理效应的异质性偏大而最终影响综合政策效应评估。因此，借鉴陈媛媛和傅伟 (2023) 的研究样本选择方法，在估计实证模型 (1) 时，进一步将小城市样本从处理组中排除，估计结果见表 2 第 (4) 列，此时政策交乘项的估计系数为 0.084，大于第 (3) 列估计结果，且在 1% 水平上显著。本文也更加倾向于使用第 (4) 列的估计结果作为单一政策分组时平均政策效应评估的依据。综合来看，与对照组特大城市相比，其他城市户籍限制放宽后企业的劳动雇佣对营收增长的反应更为敏感，企业劳动雇佣的灵活性显著提升。研究假设 1 得到验证。

表 2 第 (5) 列至第 (7) 列给出了区分处理组城市规模的实证模型 (2) 的估计结果。添加完整控制变量的估计结果显示，处理组 I 型大城市、II 型大城市和中等城市

的政策交乘项对应的估计系数分别为 0.103、0.076 和 0.070，均为正且大城市处理组的回归系数至少在 10% 水平上显著；处理组小城市的政策交乘项估计系数为 -0.106，且在 1% 水平上显著。这些结果表明，政策处理效应应具有明显的截面异质性。与对照组特大城市相比，城市户籍限制放宽后，I 型大城市、II 型大城市和中等城市企业的劳动雇佣对营收增长的反应相对更为敏感，而小城市企业的劳动雇佣对营收增长反应的敏感性会降低。值得注意的是，对于四类处理组来说，政策交乘项的回归系数值随着城市规模等级的降低而减小，并且小城市的政策交乘项估计系数的符号和大、中城市相反。总体上的实证结论和研究假设 2 的预测一致。此外，对于小城市政策效应为负的情况，需要补充的解释是：户籍改革后小城市的落户限制被完全放开，对于本地人来说放弃户籍的成本也大幅降低，同时由于规模等级更大的城市放宽落户限制，这可能会导致本地劳动力更多地向大中城市外流（孙文凯等，2011），使得相对于对照组城市，小城市企业劳动雇佣的灵活性降低。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>	0.055 * (0.027)	0.069 *** (0.017)	0.068 *** (0.018)	0.084 *** (0.018)			
<i>treat1</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>					0.123 ** (0.047)	0.104 *** (0.028)	0.103 *** (0.028)
<i>treat2</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>					0.071 (0.052)	0.077 * (0.041)	0.076 * (0.041)
<i>treat3</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>					0.041 (0.066)	0.068 (0.051)	0.070 (0.055)
<i>treat4</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>					-0.231 *** (0.054)	-0.107 *** (0.028)	-0.106 *** (0.031)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业控制变量	未控制	控制	控制	控制	未控制	控制	控制
城市控制变量	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制	控制
样本量	18079	17815	17815	16738	18079	17815	17815
R ²	0.894	0.912	0.912	0.912	0.895	0.912	0.913

注：第（1）列至第（3）列处理组包含除特大城市外的所有城市企业样本，第（4）列处理组未包含小城市企业样本；*treat1*、*treat2*、*treat3* 和 *treat4* 分别为表示是否为 I 型大城市、II 型大城市、中等城市和小城市的虚拟变量；回归均控制了 *treat* × *post*、*growth* × *post*、*treat* × *growth* 和 *growth* 项；回归均控制了城市、企业、时间固定效应；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

为了检验本文基准回归结论是否由城市户籍制度改革事件所驱动,参考钱雪松和方胜(2021)、An et al.(2024)的方法进行平行趋势检验。具体地,设置时间虚拟变量 $year(t)$ (其中 $t = -4, -3, \dots, 0, \dots, 3$),并设定政策实施当年(2014年)作为基准点 $year(0)$,其余时间虚拟变量按照相对年份设定。考虑到政策实施4年之前样本相对较少,并且为了确保样本期的相对平衡性,参考王锋和葛星(2022)、Fajgelbaum et al.(2020)的做法将4年之前归并到-4期。在基准回归模型中将各个时间虚拟变量 $year(t)$ 与 $treat \times growth$ 交乘^①,并将政策实施前一年(2013年)作为参照年份,系数标准化为0,检验结果见表3。估计结果显示,各列政策交乘项的估计系数在政策实施前均不显著。这说明,在户籍制度改革之前处理组和对照组之间在企业劳动雇佣灵活性上没有明显差异,满足平行趋势假定。下面分析政策实施后的动态效应。第(1)列为包含小城市作为处理组的回归结果,结果显示当 $t \geq 0$,各政策交乘项估计系数为正但并未达到10%显著性水平^②;第(2)列为处理组未包含小城市的回归结果, $t \geq 2$ 开始政策交乘项估计系数显著为正;第(3)列至第(6)列区分城市规模等级的回归结果显示,政策效应除中等城市外均在政策实施至少一年后显著。总的来看,城市户籍制度改革的综合政策效应具有一定时滞性。

表3 平行趋势检验结果

	处理组含 小城市	处理组不含 小城市	I型大城市	II型大城市	中等城市	小城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times year(-4) \times growth$	0.048 (0.069)	0.064 (0.060)	0.078 (0.094)	0.050 (0.079)	0.105 (0.073)	0.036 (0.063)
$treat \times year(-3) \times growth$	0.023 (0.079)	0.055 (0.066)	0.126 (0.119)	0.012 (0.089)	0.089 (0.058)	-0.257 (0.205)

① 回归同时控制了 $treat \times year(t)$ 和 $growth \times year(t)$ 项。区分城市规模等级时,按照类似的方法设置变量。

② 考虑到小城市规模等级偏小,如果将其和其他规模等级的大、中城市统一设置为处理组,可能会由于规模等级异质性偏大影响政策效应的评估。因此,本文更倾向于使用处理组未包含小城市时的估计结果作为平均政策效应存在的依据,见表3第(2)列。分城市规模等级的回归结果也可以更加清晰地看出政策效应的异质性。

续表

	处理组含 小城市	处理组不含 小城市	I型大城市	II型大城市	中等城市	小城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times year(-2) \times growth$	-0.074 (0.092)	-0.054 (0.085)	0.002 (0.097)	-0.064 (0.098)	-0.124 (0.102)	-0.163 (0.114)
$treat \times year(0) \times growth$	0.111 (0.085)	0.122 (0.084)	0.133 (0.114)	0.081 (0.112)	0.202*** (0.060)	0.069 (0.090)
$treat \times year(1) \times growth$	0.089 (0.091)	0.139 (0.085)	0.206* (0.113)	0.054 (0.108)	0.260** (0.097)	-0.235** (0.108)
$treat \times year(2) \times growth$	0.099 (0.073)	0.131* (0.065)	0.121 (0.103)	0.168* (0.082)	0.026 (0.070)	-0.201** (0.075)
$treat \times year(3) \times growth$	0.101 (0.084)	0.134* (0.075)	0.193 (0.114)	0.104 (0.102)	0.128 (0.111)	-0.158 (0.151)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17815	16738	17815	17815	17815	17815
R ²	0.913	0.912	0.913	0.913	0.913	0.913

注： $year$ 为时间虚拟变量， $year(0)$ 为政策实施当年（2014年）的虚拟变量，其余年份按照相对年份设置对应虚拟变量，将2010年之前样本统一设置为-4期；为了方便对照考察不同处理组的回归系数，第（3）列至第（6）列分别给出了同一完整回归方程的不同对应处理组的回归系数；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

2. 安慰剂检验

在基准回归中，本文使用的政策分组变量是城市的规模等级，这也自然引出了一个问题：本文的基准回归结论是由户籍制度改革所导致，还是由于存在与城市规模相关的混淆因素所驱动？一个重要的方面是，城市的规模集聚效应可能会随着时间的变化而不断变化。比如，城市规模集聚所带来的劳动力市场池效应随着时间在逐渐强化，那么本文基准回归所得出的结论可能并非由户籍制度改革所引起，从而影响研究结论的可信性。为了排除这种可能性，参考 An et al. (2024) 的做法，进行安慰剂检验。检验的逻辑是，如果本文得到的实证结论仅仅是由与城市规模本身相关的因素所导致，那么可以预期使用其他与户籍制度改革无关的城市规模等级划分点作为“伪”政策分组变量也应该能够得到显著的政策效应。具体地，分别设置700万、400万、200万、

75 万和 20 万作为非户籍制度改革相关的城市规模等级分组点，并设置相应的分组虚拟变量。为了隔离城市户籍制度改革的影响^①，本文将比较限定在不同规模等级城市内部。比如，对于特大城市组，其内部城市户籍制度改革的力度接近，通过人为设置 700 万作为分组标准，并考察在特大城市组内部该人为分组是否会产生显著的估计结果。其他城市组的处理类似，具体设置方式见表 4 注释部分。由回归结果可以看出，人为设置的“伪”政策分组虚拟变量构成的政策交乘项回归系数均不显著，这进一步说明基准回归结论确实是由户籍制度改革所引致的。

表 4 安慰剂检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$treat(700) \times post \times growth$	-0.004 (0.047)				
$treat(400) \times post \times growth$		0.096 (0.068)			
$treat(200) \times post \times growth$			-0.061 (0.102)		
$treat(75) \times post \times growth$				-0.025 (0.080)	
$treat(20) \times post \times growth$					-0.130 (0.225)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	6052	2863	5468	2336	1071
R ²	0.911	0.907	0.912	0.923	0.930

注：第（1）列为特大城市组样本回归结果， $treat(700)$ 为“伪”政策分组虚拟变量，城市人口规模超过 700 万取 1，低于 700 万取 0；第（2）列至第（5）列分别为 I 型大城市、II 型大城市、中等城市、小城市组样本回归结果， $treat(400)$ 、 $treat(200)$ 、 $treat(75)$ 和 $treat(20)$ 参照特大城市组进行设置；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

① 根据城市规模类型的划分标准以及户籍制度改革的相关规定，同一规模等级的城市实施的户籍政策是类似的。因此，将分析限定在同一规模等级内部可以有效隔离户籍制度改革差异所带来的影响，这样可以更加准确地识别文章的实证结论是否仅仅是由城市规模等级相关的因素所导致。

3. 替换解释变量

基准回归使用企业营业收入增长作为核心解释变量政策交乘项中的一项。本部分使用衡量企业营收增长的另外两个指标——企业营业总收入增长和企业主营业务收入增长——替换基准回归的核心解释变量，结果见表5。估计结果显示，政策交乘项的回归系数的符号、大小和显著性水平与基准回归结果基本一致。

表5 替换解释变量回归结果

	解释变量：营业总收入			解释变量：主营业务收入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post \times growth$	0.067*** (0.018)	0.083*** (0.018)		0.055*** (0.014)	0.069*** (0.016)	
$treat1 \times post \times growth$			0.101*** (0.028)			0.074** (0.027)
$treat2 \times post \times growth$			0.075* (0.042)			0.063* (0.036)
$treat3 \times post \times growth$			0.069 (0.055)			0.071 (0.044)
$treat4 \times post \times growth$			-0.106*** (0.031)			-0.085*** (0.024)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	17815	16738	17815	16425	15422	16425
R ²	0.912	0.912	0.913	0.911	0.910	0.911

注：第(2)列和第(5)列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

4. 替换被解释变量

基准回归使用企业全部员工数量作为被解释变量。通常，企业管理层作为高技能、高收入群体，相对于普通员工而言，对户籍挂靠的公共服务依赖程度更低。同时，其就业面向更广阔的地区(Wildasin, 2000)，受到当地劳动力市场的影响较小。因此，

本文将管理层从全部职工中剔除，仅考察城市户籍限制放宽对企业普通员工就业的影响^①。替换被解释变量的回归结果见表 6。由回归结果可以看出，政策交乘项的回归系数的符号和显著性水平与基准回归的结果基本一致。

表 6 替换被解释变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times growth$	0.069 *** (0.018)	0.086 *** (0.018)	
$treat1 \times post \times growth$			0.106 *** (0.029)
$treat2 \times post \times growth$			0.077 * (0.042)
$treat3 \times post \times growth$			0.071 (0.056)
$treat4 \times post \times growth$			-0.105 *** (0.031)
固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
样本数	17811	16734	17811
R ²	0.912	0.911	0.912

注：第（2）列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

5. 剔除发生过城市规模等级变更的样本

在样本期内，部分城市的规模等级发生了变化。基准回归使用的城市规模划分标准是按照改革前 2013 年的城市人口规模确定的，主要考虑的是在一个国家规划周期内，城市户籍政策具有相对的稳定性，因此并未将发生过城市规模等级变化的样本剔除。本部分进一步将城市规模等级发生过变更的样本剔除，结果见表 7 第（1）列至第（3）列。可以看出，各列的回归结果和基准回归结论基本一致。

^① 其中，企业管理层员工数量使用董事、监事及高管人数总和减去独立董事人数来衡量，普通员工数量使用员工总数减去管理层员工数量得到。

6. 只保留市辖区样本

在上文的基准分析中，本文使用各个城市的全部企业作为研究样本。《意见》指出，按照城区人口规模实施差别化的落户政策。政策指向主要是城市的城区或者市辖区，对于建制镇或者小城市则全面放开落户限制。从政策角度看，差别化的落户政策作用的空间范围主要是城区或者市辖区，城市所辖的县或县级市则全面放开落户限制。如果将城市内部的城区或市辖区和所辖县或县级市看作是相对独立的空间单元，那么在研究户籍制度改革对城市产生的经济效应时，合理的做法是将研究的空间范围限定在城区或者市辖区范围内。但是，在中国的城市管理体制以及社会经济条件下，城市内部的空间单元之间存在着紧密的关联性。第一，在中国的城市管理体制下，地级及以上城市的地方性政策法规都是由市级政府统一制定，因此同一城市内部的制度管理和协调性是非常高的^①。第二，城市内部尤其是城区和外围市县之间的经济联系是非常紧密的，城区和周围区县的地理邻接性以及交通的连接性，使得城市内部劳动力市场的连通性要远高于城市之间。因此，户籍制度改革在放宽城市城区落户限制之后，所产生的影响效应并不会局限在城区范围之内。城区户籍限制降低之后，也进一步强化了城区和周围其他市县的关联性，提高城市其他市县的落户吸引力。因此，从整个城市的角度研究户籍限制放宽所带来的政策效应，可以更加完整地评估政策效应^②。

为了更加全面地考察户籍制度改革所带来的企业就业效应，本文进一步参考吴育辉等（2023）的做法，将研究的企业样本仅限定在市辖区范围之内，剔除了各地级及以上城市所辖县或县级市的企业样本。样本期内部分城市进行了撤县设区等区划调整工作，为了保证各城市市辖区范围前后的统一性，避免区划变更问题对研究带来的影响，我们以政策实施前的2013年的城市区划作为基准统一界定样本期内各城市的市辖区范围^③。只保留市辖区样本的回归结果见表7第（4）列至第（6）列。可以看出，各列的回归结果和基准回归结论基本一致。

① 一些城市，比如青岛市的落户政策规定，具有本市所辖市县户籍达到一定年限，并满足一定条件的居民可以申请城区落户。

② 在陈媛媛和傅伟（2023）、An et al.（2024）、Chen et al.（2020）、Wang et al.（2021）等的研究中，也将研究的空间界定在整个城市范围之内。

③ 中国县级以上行政区划变更历史数据来自行政区划网，参见 <https://www.xzqh.org/>。

表 7 变更样本回归结果

	剔除城市规模等级变更样本			市辖区样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>	0.077 *** (0.017)	0.091 *** (0.019)		0.059 ** (0.021)	0.080 *** (0.023)	
<i>treat1</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.134 *** (0.029)			0.093 *** (0.025)
<i>treat2</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.074 * (0.040)			0.072 (0.047)
<i>treat3</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.059 (0.054)			0.063 (0.062)
<i>treat4</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			-0.066 * (0.035)			-0.144 *** (0.047)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	17295	16274	17295	14803	14069	14803
R ²	0.913	0.912	0.913	0.913	0.911	0.913

注：第（2）列和第（5）列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

五 机制检验与异质性分析

（一）机制分析

通过上文的分析可以看到，城市户籍限制放宽确实会明显增强企业劳动雇佣的灵活性。为了厘清企业在面对外部制度环境以及劳动力供给变化时如何调整其自身劳动雇佣行为，本部分考察了户籍制度改革具体影响企业何种类型的劳动雇佣调整，主要关注不同受教育程度以及不同职业技能水平劳动雇佣的差异性。另外，进一步考察企业是否会调整其生产经营的其他方面，主要关注企业是否会调整投资决策行为。

1. 不同受教育程度的劳动力雇佣

首先考察户籍限制放宽对于企业不同受教育程度劳动雇佣灵活性的影响。参考钱

雪松和石鑫（2023）的做法，将本科及以上学历的劳动力定义为高技能劳动力，本科以下的定义为低技能劳动力，并分别将两类职工数量替换基准回归中的被解释变量重新进行回归检验，实证结果见表8。结果显示，低技能劳动力组的政策交乘项的估计系数均在1%水平上显著为正，分城市规模等级的回归结果和基准回归结果一致，但是高技能劳动力组的政策交乘项的估计系数均相对较小且基本上不显著。这些结果表明，户籍限制放宽对企业劳动雇佣的影响主要表现为提高企业受教育程度相对较低的员工雇佣的灵活性，对于受教育程度较高的员工雇佣的灵活性影响有限。城市的一个主要落户渠道是普通就业落户，落户的附加条件对学历、社保、就业规范等做出了限制性的规定。2014年的户籍制度改革显著降低了除特大城市之外学历的最低要求（张吉鹏、卢冲，2019），这使得受教育程度较低的劳动者进入城市落户的门槛显著降低（An et al., 2024；Chen et al., 2020），但对于本科及以上学历的劳动者影响相对有限，这也就解释了本部分的实证发现。

表8 机制分析 I

	被解释变量：本科及以上学历员工总数对数			被解释变量：本科以下员工总数对数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post \times growth$	0.031 (0.059)	0.038 (0.061)		0.094 *** (0.023)	0.113 *** (0.021)	
$treat1 \times post \times growth$			-0.028 (0.058)			0.166 *** (0.034)
$treat2 \times post \times growth$			0.043 (0.072)			0.104 ** (0.043)
$treat3 \times post \times growth$			0.147 * (0.080)			0.042 (0.061)
$treat4 \times post \times growth$			-0.063 (0.061)			-0.104 *** (0.025)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	16179	15263	16179	17807	16730	17807
R ²	0.882	0.881	0.882	0.902	0.902	0.903

注：第（2）列和第（5）列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

2. 不同职业技能水平的劳动力雇佣

本文进一步从职业技能维度将企业的劳动力划分为高技能职业员工和低技能职业员工，考察户籍限制放宽是否会对企业不同技能职业的员工雇佣调整产生影响。参考钱雪松和石鑫（2023）、肖土盛等（2022）对职业技能类型的划分方法，将生产工人和行政辅助性人员划分为低技能职业，将科技研发、市场与销售人员以及财务人员划分为高技能职业，并分别将两类职工数量替换基准回归中的被解释变量重新进行回归检验，实证结果见表 9。

可以看出，政策交乘项的回归系数基本上都不显著，这说明户籍限制放宽并不会显著影响企业不同技能职业员工数量调整的灵活性。一般来说，按照职业技能的分类结果和按照员工教育程度的分类结果具有较高的关联性（Acemoglu & Autor, 2011），但是二者之间并非简单的单调映射关系（Autor et al., 2003）。本部分按照职业技能高低划分的回归结果和上文中按照员工学历高低划分的回归结果并不一致，主要表现在低技能职业员工组的回归结果基本上不显著。对此可能的解释是：首先，受限于数据的可得性，部分职业类型的划分较为宽泛，使得现有从职业技能角度划分员工高低技能的方法相对粗糙；此外，中国城市户籍制度改革可能更多地将学历作为设定户籍准入限制的一个关键因素，在放宽户籍限制时也更多地从学历维度调整相关的准入门槛，相对忽视企业实际生产经营中的技能需求或者技能认定的程序更加繁琐，进而导致按照学历和职业技能分类的回归结果不一致。本文更加倾向于后一种解释。

表 9 机制分析 II

	被解释变量：高技能职业员工数量对数			被解释变量：低技能职业员工数量对数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post \times growth$	0.014 (0.064)	0.018 (0.067)		0.006 (0.069)	0.023 (0.072)	
$treat1 \times post \times growth$			-0.040 (0.071)			-0.032 (0.099)
$treat2 \times post \times growth$			0.079 (0.077)			0.058 (0.081)
$treat3 \times post \times growth$			-0.049 (0.089)			0.018 (0.108)
$treat4 \times post \times growth$			-0.045 (0.082)			-0.160* (0.087)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表

	被解释变量：高技能职业员工数量对数			被解释变量：低技能职业员工数量对数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	16991	15961	16991	16927	15882	16927
R ²	0.830	0.830	0.830	0.866	0.864	0.866

注：第（2）列和第（5）列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

3. 考察企业投资

从理论上讲，企业生产经营中投入使用的各类生产要素具有一定的关联性（Coviello et al., 2022）。面对城市户籍限制放宽，除了灵活调整劳动雇佣之外，企业是否会调整其他生产要素的投入？本文借助基准研究中使用的方法进一步考察了城市户籍限制放宽对企业投资的影响^①，结果见表10。可以看出，政策交乘项的回归系数均不显著，这说明企业的投资行为表现出与劳动雇佣不一致的调整模式。城市户籍制度改革主要通过劳动力的供给端影响企业的劳动雇佣决策，并未对企业投资决策调整产生显著影响，这进一步厘清了企业在面对城市户籍限制放宽这一持久性的外部制度变革时如何调整其生产经营决策。此外，本部分的研究结论还可以作为一种安慰剂检验，从侧面进一步强化本文基准论证的合理性。这是因为，如果基准回归中发现的企业劳动雇佣调整并非由户籍限制放宽所导致，而是由其他与城市规模效应相关的因素所导致，那么可以预期在城市规模效应的影响下，企业会调整生产经营中各类生产要素的投入，而不会仅调整企业的劳动雇佣。

表10 机制分析Ⅲ

	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times growth$	0.061 (0.108)	0.060 (0.118)	
$treat1 \times post \times growth$			0.087 (0.208)

^① 企业投资使用企业现金流量表中购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金来衡量。

续表

	(1)	(2)	(3)
<i>treat2 × post × growth</i>			0.093 (0.107)
<i>treat3 × post × growth</i>			-0.068 (0.113)
<i>treat4 × post × growth</i>			0.051 (0.148)
固定效应	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制
样本量	17795	16718	17795
R ²	0.787	0.791	0.787

注：第（2）列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

（二）异质性分析

1. 企业所有制异质性

按照企业的所有制类型，本文将研究样本划分为国有企业和非国有企业两组，并采用分组回归的方法检验户籍限制放宽对不同所有制企业影响效应的异质性，具体结果见表 11。结果显示，政策交乘项的回归系数在国有企业样本组均不显著，且估计系数数值较小；在非国有企业组，政策交乘项的回归系数至少在 5% 水平上显著为正，区分城市规模的回归系数符号与基准回归结果一致。整体上看，户籍制度改革对不同所有制企业劳动雇佣的影响具有差异性，户籍限制放宽主要是促进了非国有企业劳动雇佣的灵活性。相对于非国有企业，国有企业通常会承担更多的社会责任（廖冠民、沈红波，2014；周亚虹等，2023），在企业的生产经营中可能会兼顾稳就业的重要责任（毛其淋、王玥清，2023）。同时，由于国有企业拥有所有制优势，能够获得更多的政策性倾斜以及资金支持，其管理决策对外部经济环境变化相对不敏感（谢红军、吕雪，2022；Hau et al., 2020），因此国有企业的劳动雇佣稳定性更高。此外，国有企业的入职门槛相对较高（孙婧芳，2017；Wang et al., 2021），借助政策性的优势地位使得国有企业在户籍制度方面享有隐形优势，更容易帮助员工解决户口问题（沈宗庆、任继球，2016）。这也就解释了本部分的实证发现。

表 11 异质性分析 I

	国有企业			非国有企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>	-0.009 (0.063)	-0.001 (0.066)		0.098 ** (0.035)	0.108 *** (0.036)	
<i>treat1</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			-0.032 (0.077)			0.202 ** (0.072)
<i>treat2</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.029 (0.098)			0.089 (0.070)
<i>treat3</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.006 (0.101)			0.064 (0.043)
<i>treat4</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			-0.123 (0.101)			-0.009 (0.044)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7405	6902	7405	9933	9386	9933
R ²	0.921	0.921	0.922	0.906	0.906	0.907

注：第（2）列和第（5）列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

2. 企业要素密集度异质性

户籍制度改革主要通过放宽企业员工的落户限制影响企业的劳动雇佣，因此可以预期政策效应对于更加依赖劳动力的企业会更强。参考刘贯春等（2021）的做法，使用企业固定资产净值与员工总数的比值衡量企业的要素密集度，以企业上一年要素密集度的中位数作为划分标准，将中位数以上的企业划分为资本密集型组，中位数以下的企业划分为劳动密集型组。表 12 分别报告了不同要素密集度分组的回归结果。可以看出，政策交乘项的回归系数在资本密集型企业组均不显著，在劳动密集型企业组的回归系数在 5% 水平上显著为正，分城市规模等级的回归系数符号和基准回归一致。

表 12 异质性分析 II

	资本密集型			劳动密集型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>	-0.027 (0.050)	-0.017 (0.051)		0.089 ** (0.031)	0.092 ** (0.032)	
<i>treat1</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.031 (0.069)			0.035 (0.035)
<i>treat2</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			-0.064 (0.064)			0.166 *** (0.054)
<i>treat3</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			0.025 (0.075)			0.006 (0.032)
<i>treat4</i> × <i>post</i> × <i>growth</i>			-0.098 (0.065)			-0.005 (0.071)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8872	8250	8872	8542	8108	8542
R ²	0.942	0.941	0.942	0.930	0.929	0.931

注：第 (2) 列和第 (5) 列处理组未包含小城市企业样本；括号内为聚类稳健标准误，聚类在城市、行业层面；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

资料来源：根据国泰安数据库、锐思数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》数据计算得到。

六 结论与政策启示

本文将 2014 年的户籍制度改革作为准自然实验，从理论和实证层面研究了城市户籍限制放宽改革对于企业劳动雇佣的影响，主要的研究结论如下。第一，整体上看，与对照组特大城市相比，其他规模等级城市户籍限制放宽后企业的劳动雇佣对营收增长的反应更加敏感，企业劳动雇佣的灵活性显著提升；户籍制度改革的政策效应具有明显的异质性，政策效应随着城市规模等级的降低而减小，并且降低了小城市企业劳动雇佣的灵活性；经过一系列稳健性检验，基准回归结论仍然成立。第二，机制分析结果表明，户籍限制放宽主要增强了企业对较低受教育程度劳动力雇佣的灵活性，并且不会影响企业的投资决策。第三，异质性分析结果表明，户籍限制放宽对于企业劳动雇佣灵活性的影响效应在非国有企业、劳动密集型企业中更为明显。

近些年来，中国进一步加快了户籍制度改革的进程。2019年，国家发展改革委发布《2019年新型城镇化建设重点任务》，指出要继续加大户籍制度改革力度，在中小城市取消落户限制的基础上，II型大城市要全面取消落户限制，I型大城市要全面放开放宽落户条件，超大特大城市要大幅增加落户规模。在《“十四五”规划》中提出，放开放宽除个别超大城市外的落户限制，全面取消城区常住人口300万以下城市的落户限制。可以看出，国家层面的政策导向是逐步将现行的户籍管理制度转变为以经常居住地登记户口制度，降低直至取消户籍制度性门槛在人口跨区域迁移中的限制。

本文的研究结论表明，户籍制度改革和城市规模之间存在互补效应，大城市户籍限制的逐步放宽会有效释放大城市的集聚优势，同时也可能会形成更加明显的“中心-外围”经济格局（Bosker et al., 2012）。伴随着户籍制度性门槛的降低，市场竞争机制在决定人口迁移决策中的重要性将越来越显著，这也会放大其他区域导向的制度和政策所带来的影响。比如，非需求驱动型的偏向性城市建设用地配置，尤其是对经济更发达、规模更大的城市分配较少的土地配额，会导致这些地区的土地和住房价格过快上涨。通过市场机制传导，非市场性配置扭曲带来的成本（Fang et al., 2022; Hsieh & Moretti, 2019），会抵消甚至改变户籍改革所带来的影响效应。未来要将户籍制度改革作为综合性制度改革的一部分，充分考虑户籍改革与其他方面改革的关联性以及改革可能产生的各种经济效应。

参考文献：

- 蔡昉、都阳、王美艳（2001），《户籍制度与劳动力市场保护》，《经济研究》第12期，第41-49页。
- 陈媛媛、傅伟（2023），《特大城市人口调控政策、入学门槛与儿童留守》，《经济学（季刊）》第1期，第91-107页。
- 李连友、黄保聪、席鹏辉（2023），《“农转非”、劳动力流动与劳动收入份额》，《中国软科学》第4期，第213-224页。
- 李沛霖（2021），《户籍制度改革区域差异对人口流动影响研究》，《人口与发展》第6期，第36-50页。
- 李五荣、丰晨宇、陈华帅（2022），《城市落户门槛对农村流动人口创业决策的影响——基于新一轮户籍制度改革的分析》，《中南财经政法大学学报》第4期，第

82 - 95 页。

廖冠民、沈红波 (2014), 《国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理》, 《中国工业经济》第 6 期, 第 96 - 108 页。

刘贯春、叶永卫、张军 (2021), 《社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于〈社会保险法〉实施的准自然实验》, 《中国工业经济》第 5 期, 第 152 - 169 页。

刘媛媛、刘斌 (2014), 《劳动保护、成本粘性与企业应对》, 《经济研究》第 5 期, 第 63 - 76 页。

陆铭、高虹、佐藤宏 (2012), 《城市规模与包容性就业》, 《中国社会科学》第 10 期, 第 47 - 66 页。

马鑫 (2022), 《户籍限制与集团企业创新——基于人力资源配置的视角》, 《中国经济问题》第 2 期, 第 71 - 87 页。

毛其淋、王玥清 (2023), 《ESG 的就业效应研究: 来自中国上市公司的证据》, 《经济研究》第 7 期, 第 86 - 103 页。

年猛、王焱 (2016), 《行政等级与大城市拥挤之困——冲破户籍限制的城市人口增长》, 《财贸经济》第 11 期, 第 126 - 145 页。

钱雪松、方胜 (2021), 《〈物权法〉出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析》, 《经济学 (季刊)》第 2 期, 第 713 - 732 页。

钱雪松、石鑫 (2023), 《企业财务杠杆、债务偿还压力与劳动雇用: 来自中国的证据》, 《世界经济》第 9 期, 第 108 - 132 页。

沈宗庆、任继球 (2016), 《户籍制度改革对不同所有制企业工资的影响》, 《云南财经大学学报》第 4 期, 第 93 - 99 页。

宋弘、罗吉罡、蒋灵多 (2022), 《城市落户门槛变化如何影响人才流动与产业创新》, 《财贸经济》第 5 期, 第 82 - 95 页。

宋旭光、何佳佳 (2022), 《劳动力流入对本地居民工资的影响研究——基于劳动力技能分化的视角》, 《财经研究》第 6 期, 第 19 - 33 页。

孙婧芳 (2017), 《城市劳动力市场中户籍歧视的变化: 农民工的就业与工资》, 《经济研究》第 8 期, 第 171 - 186 页。

孙鲲鹏、罗婷、肖星 (2021), 《人才政策、研发人员招聘与企业创新》, 《经济研究》第 8 期, 第 143 - 159 页。

孙伟增、郭冬梅 (2021), 《信息基础设施建设对企业劳动力需求的影响: 需求规模、结构变化及影响路径》, 《中国工业经济》第 11 期, 第 78 - 96 页。

- 孙文凯、白重恩、谢沛初 (2011), 《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》, 《经济研究》第 1 期, 第 28 - 41 页。
- 王锋、葛星 (2022), 《低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据》, 《中国工业经济》第 5 期, 第 81 - 99 页。
- 王美艳、蔡昉 (2008), 《户籍制度改革的历程与展望》, 《广东社会科学》第 6 期, 第 19 - 26 页。
- 魏后凯 (2014), 《中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构》, 《中国工业经济》第 3 期, 第 18 - 30 页。
- 魏下海、董志强、林文炼 (2016), 《外来移民是否真的损害本地人工资报酬? ——移民及其异质性影响的理论与实证研究》, 《劳动经济研究》第 1 期, 第 3 - 32 页。
- 吴育辉、张欢、刘晓玲、刘强 (2023), 《突破“藩篱”: 技能劳动力户籍限制与企业创新活力》, 《经济学 (季刊)》第 5 期, 第 1828 - 1845 页。
- 伍菱霖、卢冲 (2020), 《户籍制度改革会促进农村流动人口落户城市吗? ——来自自然实验的证据》, 《人口与发展》第 5 期, 第 49 - 61 页。
- 夏怡然、陆铭 (2015), 《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》, 《管理世界》第 10 期, 第 78 - 90 页。
- 肖土盛、孙瑞琦、袁淳、孙健 (2022), 《企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额》, 《管理世界》第 12 期, 第 220 - 237 页。
- 谢红军、吕雪 (2022), 《负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI》, 《经济研究》第 3 期, 第 83 - 99 页。
- 尹靖华、倪何永乐、韩峰 (2023), 《〈劳动合同法〉对企业劳动力配置效率的影响》, 《中国人口科学》第 4 期, 第 35 - 50 页。
- 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勳 (2020), 《城市落户门槛与劳动力回流》, 《经济研究》第 7 期, 第 175 - 190 页。
- 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。
- 周亚虹、杨岚、姜帅帅 (2023), 《约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察》, 《经济研究》第 7 期, 第 104 - 120 页。
- Acemoglu, Daron & David Autor (2011). Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. In David Card & Orley Ashenfelter (eds.), *Handbook of Labor Economics (Volume 4B)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1043 - 1171.

- An, Lei, Yu Qin, Jing Wu & Wei You (2024). The Local Labor Market Effect of Relaxing Internal Migration Restrictions: Evidence from China. *Journal of Labor Economics*, 42 (1), 161 – 200.
- Au, Chun-Chung & J. Vernon Henderson (2006). Are Chinese Cities Too Small? *Review of Economic Studies*, 73 (3), 549 – 576.
- Autor, David, Frank Levy & Richard Murnane (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *Quarterly Journal of Economics*, 118 (4), 1279 – 1333.
- Beerli, Andreas, Jan Ruffner, Michael Siegenthaler & Giovanni Peri (2021). The Abolition of Immigration Restrictions and the Performance of Firms and Workers: Evidence from Switzerland. *American Economic Review*, 111 (3), 976 – 1012.
- Bosker, Maarten, Steven Brakman, Harry Garretsen & Marc Schramm (2012). Relaxing Hukou: Increased Labor Mobility and China's Economic Geography. *Journal of Urban Economics*, 72 (2 – 3), 252 – 266.
- Chen, Deqiu, Huasheng Gao, Jiang Luo & Yujing Ma (2020). The Effects of Rural-Urban Migration on Corporate Innovation: Evidence from a Natural Experiment in China. *Financial Management*, 49 (2), 521 – 545.
- Chen, Yu, Shaobin Shi & Yugang Tang (2019). Valuing the Urban Hukou in China: Evidence from a Regression Discontinuity Design for Housing Prices. *Journal of Development Economics*, 141, 102381.
- Coviello, Decio, Immacolata Marino, Tommaso Nannicini & Nicola Persico (2022). Demand Shocks and Firm Investment: Micro-Evidence from Fiscal Retrenchment in Italy. *The Economic Journal*, 132 (642), 582 – 617.
- Crouzet, Nicolas & Neil Mehrotra (2020). Small and Large Firms over the Business Cycle. *American Economic Review*, 110 (11), 3549 – 3601.
- Dustmann, Christian & Albrecht Glitz (2015). How Do Industries and Firms Respond to Changes in Local Labor Supply? *Journal of Labor Economics*, 33 (3), 711 – 750.
- Fajgelbaum, Pablo, Pinelopi Goldberg, Patrick Kennedy & Amit Khandelwal (2020). The Return to Protectionism. *Quarterly Journal of Economics*, 135 (1), 1 – 55.
- Fan, Jingting (2019). Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11 (3), 252 – 288.

- Fang, Min, Libin Han, Zibin Huang, Ming Lu & Li Zhang (2022). Place-Based Land Policy and Spatial Misallocation: Theory and Evidence from China. *University of Toronto Department of Economics Working Paper*, No. 729.
- Fields, Gary & Yang Song (2020). Modeling Migration Barriers in a Two-Sector Framework: A Welfare Analysis of the Hukou Reform in China. *Economic Modelling*, 84, 293 – 301.
- Ghosh, Anirban, Anna Maria Mayda & Francesc Ortega (2014). The Impact of Skilled Foreign Workers on Firms: An Investigation of Publicly Traded U. S. Firms. *IZA Discussion Paper*, No. 8684.
- Hau, Harald, Yi Huang & Gewei Wang (2020). Firm Response to Competitive Shocks: Evidence from China's Minimum Wage Policy. *Review of Economic Studies*, 87 (6), 2639 – 2671.
- Hsieh, Chang-Tai & Enrico Moretti (2019). Housing Constraints and Spatial Misallocation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11 (2), 1 – 39.
- Lewis, Ethan (2011). Immigration, Skill Mix, and Capital Skill Complementarity. *Quarterly Journal of Economics*, 126 (2), 1029 – 1069.
- Li, Pengfei & Ming Lu (2021). Urban Systems: Understanding and Predicting the Spatial Distribution of China's Population. *China & World Economy*, 29 (4), 35 – 62.
- Mitaritonna, Cristina, Gianluca Orefice & Giovanni Peri (2017). Immigrants and Firms' Outcomes: Evidence from France. *European Economic Review*, 96, 62 – 82.
- Olney, William (2013). Immigration and Firm Expansion. *Journal of Regional Science*, 53 (1), 142 – 157.
- Olney, William & Dario Pozzoli (2021). The Impact of Immigration on Firm-Level Offshoring. *Review of Economics and Statistics*, 103 (1), 177 – 195.
- Paserman, Daniele (2013). Do High-Skill Immigrants Raise Productivity? Evidence from Israeli Manufacturing Firms, 1990 – 1999. *IZA Journal of Migration*, 2 (1), 6.
- Tombe, Trevor & Xiaodong Zhu (2019). Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China. *American Economic Review*, 109 (5), 1843 – 1872.
- Wang, Feicheng, Chris Milner & Juliane Scheffel (2021). Labour Market Reform and Firm-Level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China. *Journal of Development Economics*, 149, 102584.
- Wildasin, David (2000). Labor-Market Integration, Investment in Risky Human Capital, and

Fiscal Competition. *American Economic Review*, 90 (1), 73 – 95.

Zhao, Laixun (2022). A Simple Model of the Hukou System and Chinese Exports. *Review of International Economics*, 30 (2), 549 – 565.

Hukou System Reform and Firm Employment: Empirical Evidence from the 2014 Hukou System Reform

Zhang Yunkuang & Zhao Ziwei

(School of Economics, Nankai University)

Abstract: This paper examines the impact of the 2014 household registration system reform on firm employment. The study finds that cities that eased household registration restrictions saw a more sensitive response in firm employment to revenue growth compared to cities in control group. In other words, the flexibility of firm employment improved as a result of the reform. However, the effect of easing household registration restrictions on enhancing firm employment flexibility was found to be lower in smaller cities. The study also reveals that the reform mainly enhanced firms' flexibility in employing workers with lower educational attainment and did not affect firms' investment decisions. Furthermore, the reform had a more pronounced impact on the employment flexibility of non-state-owned and labor-intensive firms. Overall, the study suggests that easing urban household registration restrictions can improve firms' operational flexibility by lowering institutional barriers to population migration and provides important insights for future household registration system reforms in China.

Keywords: hukou system reform, urban hukou registration barrier, firm employment, employment flexibility

JEL Classification: J21, J23, J61

(责任编辑: 西 贝)