

从管制到流动:要素市场化配置 与资本跨区域流动*

李逸飞 黄保聪 王麒植

内容提要:劳动力和资本跨区域自由流动有助于实现资源优化配置,但区域间的制度性障碍长期存在。本文借助户籍制度改革这一典型的劳动力要素市场化配置政策,利用手工收集的城市户籍制度改革数据与微观企业的匹配数据,研究户籍制度改革对资本跨区域流动的影响。研究发现,户籍制度改革显著增加了企业异地子公司的数量。在那些流动人口占比与户籍门槛较高、低技能劳动力较多的地区,以及非国有企业、劳动密集型企业和高利润水平企业中,资本的跨区域流动效应更明显。机制分析表明,户籍制度改革降低制度阻碍后,资本之所以会流出改革城市,是因为改革城市的劳动力资源更充足,劳动力雇佣更多,雇佣总成本更高,资本劳动比更低,从而导致企业异地资本投资增加。进一步的分析表明,户籍制度改革不仅有利于改善要素分配,提升企业绩效与利润水平,还有助于提高企业的劳动收入份额与社保缴费水平。本文的研究发现对理解户籍制度改革的资本流动效应以及优化要素市场化配置具有重要的启示,应积极破除阻碍劳动力跨区域流动的制度藩篱,完善要素市场化改革,为中国经济的高质量发展提供制度保障。

关键词:要素市场化配置 资本跨区域流动 户籍制度改革 异地投资 劳动力流动

作者简介:李逸飞,管理世界杂志社副研究员,100026;

黄保聪(通讯作者),四川大学经济学院助理研究员,610065;

王麒植,中央财经大学中国财政发展协同创新中心副教授,102206。

中图分类号:F832.48 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2025)06-0160-21

一、引言

劳动力和资本的跨区域自由流动不仅有助于实现资源优化配置,还可以助力经济高质量发展

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“积极老龄化的公共政策与法治问题研究”(19ZDA158)、“我国产业未来发展新赛道新优势研究”(24&ZD071);教育部人文社会科学研究青年项目“深度转型时期公共风险的经济影响:理论框架、测度方法和实证研究”(23YGC790197)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。黄保聪电子邮箱:huangbaocong@163.com。

(曹春方等,2015;马光荣等,2020;范子英、周小昶,2022)。特别是在新冠疫情冲击和中国经济增速放缓的大背景下,更加需要充分挖掘国内市场潜力,破除地方保护和区域壁垒,促进要素资源在更大范围内畅通流动,加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。然而,中国地区间长期存在地方保护和市场分割(Young,2000;曹春方等,2015;范子英、周小昶,2022),劳动力的自由流动和企业异地投资仍面临诸多制度性障碍,不少企业的生产经营和投资扩张仍局限于本地,并未充分利用国内超大规模市场优势提升自身竞争力(范子英、周小昶,2022)。因此,如何设计合理的要素市场化体制机制,加快要素市场化改革,提高资源配置效率,仍是当前中国社会各界所面临的重大课题。

现有相关研究主要从地区间信任、市场分割、异地商会、交通基础设施建设、财政激励、非对称财政收支分权、税收竞争等方面考察企业异地投资的影响(曹春方等,2019;曹春方、贾凡胜,2020;马光荣等,2020;范子英、周小昶,2022;马光荣、程小萌,2022;赵仁杰、周小昶,2022),鲜有研究探讨以户籍制度改革为代表的劳动力要素市场化改革对企业资本跨区域流动的影响,尤其是对生产要素间的互补、联动效应关注不足。^①劳动力成本竞争是决定企业生存发展的重要因素,而户籍制度改革将显著改变劳动力要素在区域间的配置,从而影响企业的雇佣决策和经营策略。本文主要探讨户籍制度松绑对企业异地投资的影响及其内在机制,试图弥补上述文献的不足。

鉴于此,本文基于2000—2019年中国A股上市企业数据和城市层面的匹配数据,利用户籍制度改革的外生事件冲击,构建双重差分模型,考察户籍制度改革对上市公司异地投资的影响及其内在机制。研究结果表明,户籍制度改革显著促进了企业资本跨区域流动,且在替换被解释变量、进行安慰剂检验、增加控制变量和控制固定效应、考虑多期双重差分模型异质性处理效应问题、更换样本期间等一系列稳健性检验下依旧成立。异质性检验发现,在非国有企业、劳动密集型企业和高利润水平企业中,企业资本的跨区域流动效应更明显。机制分析表明,户籍制度改革通过降低企业资本劳动比、改善企业经济绩效,从而增加了企业异地资本投资。同时,在那些流动人口占比与户籍门槛较高、低技能劳动力较多的地区,企业异地投资的意愿更加强烈。进一步的分析发现,户籍制度改革不仅促进了企业的异地投资,还显著提高了企业的劳动收入份额和社保缴费水平。上述结论对当前以及未来中国完善要素市场化改革、促进资本跨区域有序自由流动具有重要的启示。

相较于已有研究,本文可能的边际贡献如下。第一,本文丰富和拓展了资本跨区域流动领域的研究。已有文献主要考察市场分割(曹春方等,2015)、财政激励(范子英、周小昶,2022)、交通基础设施建设(马光荣等,2020)、税收竞争(王凤荣、苗妙,2015;马光荣、程小萌,2022;赵仁杰、周小昶,2022)、省际双边信任(Bottazzi等,2016)等对企业资本流动的影响,鲜有文献关注以户籍制度改革为代表的要素市场化配置改革对企业资本跨区域流动的影响。本文从要素市场化改革视角考察了户籍制度改革对企业异地子公司设立的影响,丰富了资本跨区域流动领域的理论文献。第二,本文从户籍制度改革视角拓展了要素市场化配置改革经济后果的研究。已有文献主要关注户籍制度改革对劳动力流动(孙文凯等,2011)、城乡收入差距(吴晓刚、张卓妮,2014)、经济增长(都阳等,2014)等宏观经济效应的影响,鲜有研究关注户籍制度改革对微观企业经济效应的影响(Wang等,2021;Imbert等,2022)。与此同时,已有研究主要关注土地要素市场化配置、资本要素市场化配置和数据要素市场化配置的影响,且多为定性层面的理论探讨,缺乏劳动力要素市场化配

^① 探讨要素市场的联动特别是劳动力要素对资本市场行为的影响是近年来劳动经济学和公司金融学领域的新兴热门话题。

置层面的考察及实证研究。本文从要素市场化配置视角考察户籍制度改革对企业资本跨区域流动的影响,拓展了要素市场化配置改革经济后果相关文献的讨论范畴,有助于更加全面地理解要素市场化配置改革对微观经济主体行为的影响及其作用机制。第三,丰富了“劳动经济学与公司金融学”交叉学科领域的研究。近年来,劳动力市场与资本市场相互作用的研究逐渐成为劳动经济学与公司金融学领域的重要前沿问题,受到学界广泛关注(Serfling, 2016; Drucker等, 2021; Geng等, 2021; 李连友等, 2022b; 李逸飞等, 2023)。本文将劳动力市场和资本市场要素纳入统一分析框架,系统揭示了户籍制度改革对企业异地投资的影响,丰富了当前“劳动经济学与公司金融学”交叉学科领域在中国经济转型背景下的研究。第四,本文的研究结果对完善要素市场化配置改革、促进资本跨区域流动具有重要意义。近年来,要素市场化改革持续稳步推进,但区域间的制度性障碍仍然存在。本文的实证结论为企业资本跨区域流动提供了劳动力要素市场化配置改革视角的证据,为促进资本跨区域有序流动提供了新的思路。应继续推进和完善户籍制度改革,为资本有序流动提供制度保障,从而促进中国经济的高质量发展。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

户籍制度改革是劳动力要素市场化配置调整的重要内容。1958年,为配合国家优先发展重工业的战略,中国正式建立了限制城乡流动的户籍管理体制。具体而言,《中华人民共和国户口登记条例》的颁布,确立了将居民分为“农业户口”和“非农业户口”的二元分类体系,户籍制度由此成为调控劳动力空间流动的重要制度工具。此后几十年,随着生产力的提升和城市化进程的加快,城乡劳动力需求结构逐渐发生变化,户籍制度对经济增长的约束效应日益显现。改革开放以来,中央提出“对内改革、对外开放”发展战略,劳动力市场分割成为阻碍经济协调发展的重要因素,户籍制度改革被逐步提上议程。20世纪90年代以来,中国确立了建设社会主义市场经济体制的目标,经济全球化进程加快,劳动密集型产业快速发展,城乡间劳动力供需矛盾不断加剧。特别是2001年加入WTO后,中国深度融入全球产业链,城市对劳动力的需求迅速扩大,沿海地区自2003年起频繁出现“用工荒”,进一步暴露了劳动力流动机制滞后的弊端。在此背景下,2001年3月《国务院批转公安部关于推进小城镇户籍管理制度改革意见的通知》发布,明确提出在小城镇率先放开户籍限制,试点推进城乡统一户籍登记制度。随后,各地级市根据本地实际陆续启动户籍制度松绑,逐步降低农业转移人口落户门槛,拓展了劳动力跨区域自由流动的空间。

户籍制度改革通过打破户口性质的身份壁垒,在一定程度上削弱了制度性分割对劳动力配置效率的抑制作用。根据经典劳动力市场理论,相较于农村居民,城市居民通常享有更高的工资水平、更完善的社会保障体系,因而具有较强的劳动力吸引力。陆益龙(2008)研究发现,农村劳动力迁移主要受到高工资、高福利预期的驱动。孙文凯等(2011)进一步指出,户籍制度改革显著提升了流动人口的收入水平。Imbert等(2022)的实证研究则表明,农村流动人口的增加对产业结构调整与企业生产率提升产生了积极影响。这些研究为理解户籍制度改革对微观主体行为变化提供了重要的理论依据。2010年以后,户籍制度改革进入深化阶段。2011年国务院办公厅印发《关于积极稳妥推进户籍管理制度改革的通知》,对户口迁移政策进行分类指导;2014年国务院出台《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,明确取消农业户口与非农业户口的制度性区分,统一登记为

居民户口,旨在建立城乡统一的人口管理体制。^①户籍制度的调整不仅加快了新型城镇化进程,还为要素市场一体化创造了制度条件。基于改革推进的时间和地区差异,本文选取2001—2011年在中小城镇推行的户籍制度改革作为研究对象,利用双重差分(DID)方法,识别户籍制度改革对企业资本流动行为的影响。考虑到劳动力作为企业生产活动的基础性投入要素,其流动性变化预期将影响企业的注册选址、投资布局及扩张战略,因此探究户籍制度松绑对企业层面资本配置的影响不仅具有重要的理论价值,还对理解制度变迁背景下的企业行为调整具有现实意义。

(二)理论分析

本文基于ZMW模型刻画要素在多个城市之间的生产和流动(Zodrow和Mieszkowski, 1986; Wilson, 1986)。假设经济中存在两个城市A和B,生产需要资本(K)和劳动(L)两类生产要素,并且两个城市的生产函数分别为 $f_A(K, L)$ 和 $f_B(K, L)$ 。进一步假设增加各个要素投入会增加产量,但边际产量递减,且两个要素之间具有一定替代性。在数学上,这意味着 $\frac{\partial f_i}{\partial K} > 0, \frac{\partial f_i}{\partial L} > 0, \frac{\partial^2 f_i}{\partial K^2} < 0, \frac{\partial^2 f_i}{\partial L^2} < 0, \frac{\partial^2 f_i}{\partial K \partial L} < 0, \forall i \in \{A, B\}$ 。

假设城市A的初始资本和劳动禀赋分别为 \bar{k}_A 和 \bar{l}_A ,城市B分别为 \bar{k}_B 和 \bar{l}_B 。结合本文的研究目的,我们假设资本可以跨区域自由流动,但是劳动力的流动受到限制。具体而言,流入区域*i*的每单位劳动力(在学历、缴纳社保等方面)需要达到一定标准。为了满足这些落户条件,劳动力需要花费时间和精力读书考学、缴纳社保或者在特定积分体系下达到一定分数。为了便于比较,我们将劳动力为了顺利落户而付出的所有努力刻画为与生产无关的摩擦成本 c_i 。记区域*i*中要素*j*的边际产量为 MP_i^j 。均衡时,要素流动将保证以下情况:

$$MP_A^K(k_A^*, l_A^*) = MP_B^K(k_B^*, l_B^*) \quad (1)$$

$$MP_A^L(k_A^*, l_A^*) - c_A = MP_B^L(k_B^*, l_B^*) - c_B \quad (2)$$

$$k_A^* + k_B^* = \bar{k}_A + \bar{k}_B \quad (3)$$

$$l_A^* + l_B^* = \bar{l}_A + \bar{l}_B \quad (4)$$

其中,式(1)保证了资本在各区域的边际回报(即利率)相等,式(2)保证了任何一个区域的劳动力无法通过流动到其他区域而获得净改善,式(3)和式(4)保证了要素只能流动而不会凭空产生。若 $c_A > c_B$,则根据式(2)可知,均衡时必然满足以下条件:

$$MP_A^L(k_A^*, l_A^*) > MP_B^L(k_B^*, l_B^*)$$

此结果表明,城市A的实际工资高于城市B,只是城市A较高的落户门槛在一定程度上使得这一工资差异得以保持稳定。

户籍制度改革降低了城市的落户门槛,表现为劳动力流动摩擦成本 c_A 下降。这将使得原均衡下式(2)不再成立,从而引发劳动力向城市A流动,同时也间接推动资本收益率变化,形成资本跨区域流动激励。最终,在新均衡下,资本的流动方向如何?命题1回答了此问题。

命题1:当城市落户条件放松使得 c_A 下降时,资本会向城市B流动,即 $\frac{dk_B^*}{dc_A} < 0$ 。

^① 限于篇幅,户籍制度改革相关政策未展示,详见线上附录。

证明：

结合式(2)和式(4),利用隐函数求导法则可知：

$$\frac{\partial l_B^*}{\partial c_A} = - \frac{1}{\frac{\partial^2 f_B}{\partial l_B^2} + \frac{\partial^2 f_A}{\partial l_A^2}}$$

由于 $\frac{\partial^2 f_B}{\partial l_B^2} < 0$ 且 $\frac{\partial^2 f_A}{\partial l_A^2} < 0$, 可知 $\frac{\partial l_B^*}{\partial c_A} > 0$ 。这意味着,随着城市 A 落户成本的升高,均衡时城市 B 保有的劳动力要素数量会上升。反过来说,户籍制度改革降低落户成本后,劳动力将流入城市 A。

同样,结合式(1)和式(3),利用隐函数求导法则可知：

$$\frac{dk_B^*}{dc_A} = \frac{\partial k_B^*}{\partial c_A} + \frac{\partial k_B^*}{\partial l_B^*} \times \frac{\partial l_B^*}{\partial c_A} = 0 - \frac{\frac{\partial^2 f_A}{\partial k_A \times \partial l_A} + \frac{\partial^2 f_B}{\partial k_B \times \partial l_B}}{\frac{\partial^2 f_B}{\partial k_B^2} + \frac{\partial^2 f_A}{\partial k_A^2}} \times \frac{\partial l_B^*}{\partial c_A}$$

根据生产函数性质, $\frac{\partial^2 f_A}{\partial k_A \times \partial l_A} < 0$, $\frac{\partial^2 f_B}{\partial k_B \times \partial l_B} < 0$, $\frac{\partial^2 f_B}{\partial k_B^2} < 0$, $\frac{\partial^2 f_A}{\partial k_A^2} < 0$, 可知 $\frac{\partial k_B^*}{\partial l_B^*} > 0$, 进而有 $\frac{dk_B^*}{dc_A} < 0$ 。这意味着,城市 A 落户成本下降致使劳动力流入后,资本会流入城市 B。

总结来说,户籍制度改革通过放松落户限制,降低了改革城市 A 的落户难度,允许劳动力在城市间自由迁移,显著增加了城市 A 的劳动力供给,并促使城市 A 发展劳动密集型产业,挤出了城市 A 的资本投入。因此,在资本-劳动的替代关系下造成了城市 A 中资本的挤出,从而推动资本跨区域流动至城市 B。

三、研究设计

(一)数据来源

本文使用的核心数据主要涵盖两类:城市层面的户籍制度改革数据以及上市公司层面的异地投资和财务数据。由于户籍制度改革并未形成统一公开的官方数据集,本文采取手工收集的方式,系统整理了2001—2011年各地级市推进户籍制度改革的信息。研究团队通过查阅各级政府网站、政策性文件、统计年鉴、官方报纸以及中国知网等多个权威渠道信息,逐条核实各城市户籍制度改革时间及内容。^①相关数据覆盖了中国东部、中部、西部及东北地区,样本具有较强的区域代表性。为进一步验证分析结果的稳健性,本文还补充利用了2014年新一轮城市户籍制度改革的数据进行稳健性检验。此外,其他城市宏观经济数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》等,本文不再赘述。

在微观企业数据方面,本文手工整理了A股上市公司在样本期间内的异地投资情况及财务信息。具体而言,通过收集母公司财务报告中“长期股权投资”科目的附注信息,提取母公司直接参控股子公司的名称、注册地、注册资本与持股比例等关键变量(马光荣等,2020;范子英、周小昶,2022;马光荣、程小萌,2022)。对于未在财务报告中明确披露注册地址的控股子公司,本文结合子公司名称特征(如包含地区名),以及通过“天眼查”“百度地图”等工具进行辅助查询,剔除无法确认注册地的子公司。本文将母公司直接持股比例超过50%的公司定义为子公司,若子公司注册

^① 限于篇幅,户籍制度改革城市与时间未展示,详见线上附录。

地与母公司所在地不同,则界定为“异地投资”。

在财务数据方面,本文利用国泰安(CSMAR)数据库和瑞思(RESSET)数据库,系统收集了2000—2019年中国A股上市企业的资产负债表、利润表等相关信息。为保证样本质量,本文在数据处理过程中进行了以下筛选与清理:剔除金融保险业、ST、*ST及PT类公司;剔除存在关键财务指标缺失、显著异常或极端值的观测样本;剔除资产负债率大于1的企业。考虑到微观数据存在较多极端异常值的问题,本文对连续变量进行了上下1%的缩尾处理,以提高估计的稳健性和可靠性。

(二)模型设定

为识别户籍制度改革对企业资本跨区域流动的因果效应,本文基于不同城市改革推进的时间节点差异与区域异质性,手工收集整理各地户籍制度改革的样本数据,并据此构建如下双重差分实证模型进行检验:

$$sumz_{ict} = \beta_0 + \beta_1 hukou_{ct} + \gamma X_{ict} + \lambda Z_{ct} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

其中,被解释变量为企业资本跨区域流动,以企业异地子公司数量($sumz$)衡量;下标 i 代表企业个体, c 代表所在城市, t 代表时间。模型中的核心解释变量为 $hukou$,表示户籍制度改革的处理组虚拟变量。当城市 c 在年份 t 及以后推行户籍制度改革、放松户籍管制时, $hukou$ 取值为1,否则取值为0。参数 β_1 为模型待估计的重点参数,反映户籍制度改革对企业资本跨地区流动的净效应,是本文关注的核心。为提高模型识别的精度,本文引入了两组控制变量:一方面, X 是企业层面控制变量的集合,包括企业规模等可能影响资本流动的基本特征变量;另一方面, Z 涵盖城市层面控制变量,如人均GDP等,用于控制地区经济发展水平对异地投资行为的影响。同时,模型中纳入了企业固定效应(θ_i)与年份固定效应(δ_t),以控制不可观测的个体异质性及宏观时间趋势。误差项 ε_{ict} 用于捕捉无法观测的随机扰动因素。

(三)变量定义及描述性统计

1.被解释变量

为了分析户籍制度改革对资本跨区域流动的影响,按照文献中的普遍做法,本文选择企业异地子公司数量($sumz$)作为被解释变量(马光荣等,2020;范子英、周小昶,2022;赵仁杰、周小昶,2022)。其值越大,表示企业资本跨区域流动越多,反之则表示企业资本跨区域流动越少。为了保证估计结果稳健可靠,后文稳健性检验部分将对子公司数量和子公司注册资本做取对数处理进行再次检验。

2.核心解释变量

户籍制度改革($hukou$)。本文将样本期间内进行户籍制度改革的城市设置为处理组,其他未进行户籍制度改革的城市设置为控制组。具体来说,若城市 c 在特定的年份 t 出台文件放松户籍落户限制,即将“农业户口”和“非农业户口”合二为一,建立城乡统一的“居民户口”则赋值为1,反之则赋值为0。

3.控制变量

为了控制其他因素对企业资本跨区域流动的影响,在梳理相关文献(曹春方、贾凡胜,2020;马光荣等,2020;范子英、周小昶,2022;赵仁杰、周小昶,2022)和现实情况的基础上,本文控制了企业层面和地区层面的一系列变量。首先,本文控制了企业资产负债率(lev)、企业规模($size$)、企业年龄(age)、企业盈利能力(roe)、资产有形比($tang$)、股权集中度($power$)、股权性质(soe)等企业层面的变

量。其次,本文控制了人均GDP($\ln pgdp$)、地方财政支出($\ln finance$)、固定资产投资($\ln fix$)等地区层面的变量。此外,为了排除极端值和异常值对估计结果的影响,本文还剔除了缺失值,并对相关连续变量进行了上下1%的缩尾处理。具体指标的构建和变量描述性统计如表1所示。可以发现,企业异地子公司数量($sumz$)的均值为7.8553,且最小值为1,最大值为63,说明我国上市公司异地投资的水平较高,差异较为明显,具体表现在异地子公司数量均值较大,且最大值和最小值之间差异明显。

表1 变量的描述性统计

变量	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$sumz$	异地子公司数量	19434	7.8553	9.882	1.0000	63.0000
$hukou$	是否进行户籍制度改革	19434	0.3300	0.470	0.0000	1.0000
lev	总负债/总资产	19434	0.5108	0.190	0.0679	0.8908
$size$	总资产的自然对数	19434	22.0162	1.412	19.3712	26.0969
age	企业成立年限	19434	7.5827	4.684	0.0000	18.0000
roe	净资产收益率	19434	0.0824	0.132	-0.7408	0.3776
$tang$	(固定资产净额+存货净额)/总资产	19434	0.4417	0.175	0.0490	0.8175
$power$	公司第一大股东持股比例	19434	38.3195	16.357	9.4524	75.8193
soe	是否为国有企业	19434	0.4829	0.500	0.0000	1.0000
$\ln pgdp$	人均GDP的自然对数	19434	10.5580	0.656	8.7434	11.5795
$\ln fix$	地区固定资产投资的自然对数	19434	16.3050	1.075	13.4778	17.8217
$\ln finance$	地区财政支出的自然对数	19434	14.6446	1.504	11.3007	17.1737

四、实证结果与稳健性检验

(一)基准回归结果

表2汇报了根据基准模型估计得到的回归结果。第(2)列和第(3)列为逐步加入企业层面和地区层面的控制变量,第(4)列和第(5)列控制了不同层级的固定效应。在没有添加控制变量的情况下,要素市场化改革对上市公司异地子公司数量的影响显著为正,且估计系数较大。在进一步加入企业层面和地区层面的控制变量以及控制不同层级的固定效应后,估计系数逐渐稳定且依然显著为正。以第(5)列的结果为例, $hukou$ 的估计系数为2.1155,且在1%的水平下显著,表明劳动力要素市场化改革显著增加了上市公司异地子公司的数量,促使资本跨区域流动。从经济意义上来说,在其他条件不变的情况下,母公司所在地劳动力要素市场化改革程度每提高1个单位,企业异地子公司数量将增加2.1155个单位。这充分表明,劳动力要素市场化配置会显著影响企业资本的跨区域流动,要素之间存在明显的互动效应。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$sumz$	$sumz$	$sumz$	$sumz$	$sumz$
$hukou$	2.1338*** (0.2520)	2.0579*** (0.2276)	2.0677*** (0.2286)	2.0677*** (0.2286)	2.1155*** (0.2385)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>
<i>lev</i>		-1.9036*** (0.3983)	-1.9260*** (0.4007)	-1.9260*** (0.4007)	-2.0535*** (0.4129)
<i>size</i>		2.4168*** (0.1592)	2.4252*** (0.1593)	2.4252*** (0.1593)	2.4684*** (0.1619)
<i>age</i>		-0.3741* (0.2115)	-0.3615* (0.2109)	-0.3615* (0.2109)	-0.4107* (0.2124)
<i>roe</i>		0.0223 (0.2818)	0.0552 (0.2806)	0.0552 (0.2806)	0.0471 (0.2845)
<i>tang</i>		-2.2050*** (0.3520)	-2.1870*** (0.3516)	-2.1870*** (0.3516)	-2.2334*** (0.3615)
<i>power</i>		0.0108** (0.0048)	0.0113** (0.0047)	0.0113** (0.0047)	0.0144*** (0.0049)
<i>soe</i>		-0.8091*** (0.1182)	-0.8054*** (0.1172)	-0.8054*** (0.1172)	-0.7910*** (0.1175)
<i>lnpgdp</i>			-0.1414 (0.2754)	-0.1414 (0.2754)	0.5244 (0.3332)
<i>lnfix</i>			-0.0719 (0.2230)	-0.0719 (0.2230)	-0.3742 (0.2472)
<i>lnfinance</i>			-0.2670 (0.2013)	-0.2670 (0.2013)	-0.0661 (0.3154)
常数项	7.2046*** (0.0903)	-43.3448*** (3.3453)	-37.0013*** (3.4038)	-37.0013*** (3.4038)	-42.9543*** (4.6479)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	No	No	Yes	Yes
地区固定效应	No	No	No	No	Yes
样本量	19286	19286	19286	19286	19284
R ²	0.8406	0.8475	0.8475	0.8475	0.8480

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验与动态效应

本文考察城市逐步推行的户籍制度改革对企业异地子公司设立的影响,使用双重差分模型进行因果识别。双重差分模型适用的基本前提是处理组和控制组在事前具有相同的趋势,不存在明显的差异,即在户籍制度改革之前企业异地子公司数量不存在明显差异。为了检验事前的平行趋势,考察以户籍制度改革为代表的劳动力要素市场化改革对企业资本跨区域流动的影响,参考Wang等(2021)的处理方法,使用事件分析法对户籍制度改革对企业异地子公司数量的影响进行检验。具体模型如下:

$$sumz_{ict} = \alpha + \sum_{m=1}^3 \beta_m^+ M_{c,t+m} + \beta_0 M_{ct} + \sum_{n=1}^4 \beta_n^- M_{c,t-n} + \gamma X_{ict} + \lambda Z_{ct} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{ict}$$

(6)

其中, M_{ct} 表征城市 c 在年份 t 推行户籍制度改革, 即户籍制度改革实施年份的虚拟变量; $M_{c,t+m}$ 是城市 c 在改革前 m 年的虚拟变量, $M_{c,t-n}$ 是城市 c 在改革后 n 年的虚拟变量。特别地, 提前项系数 β_m^+ 衡量企业异地子公司数量在户籍制度改革前的时间趋势, 滞后项系数 β_n^- 衡量户籍制度改革对企业异地子公司数量的滞后效应, 模型中加入了企业层面和地区层面的控制变量, 同时也控制了企业层面和时间层面的固定效应。具体检验结果如图 1 所示, 图中横坐标 -2 表示户籍制度改革实施前的第 2 年, 横坐标 1 表示户籍制度改革实施后的第 1 年, 依此类推。从图中检验结果可以发现, 户籍制度改革实施前, 处理组和控制组之间异地子公司数量并不存在明显的事前差异; 而在户籍制度改革实施后, 企业异地子公司数量明显增加, 说明户籍制度改革实施后企业资本跨区域流动明显增加。

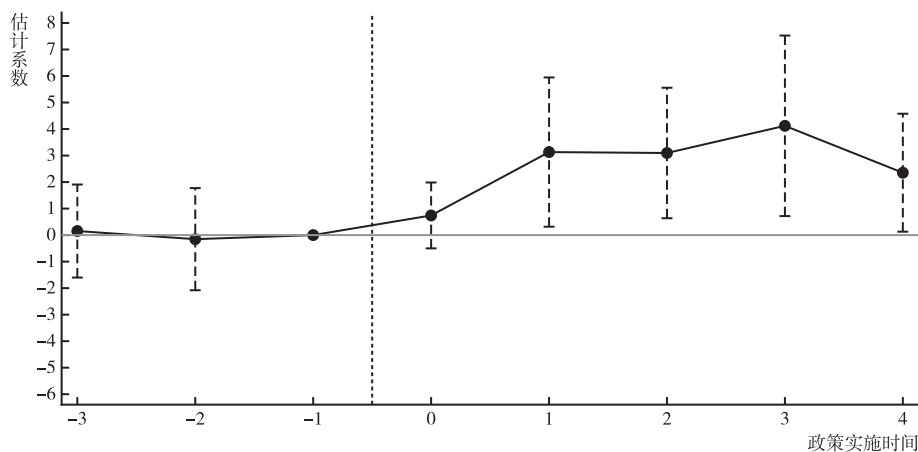


图 1 平行趋势检验

2. 异地子公司数量与异地子公司注册资本取对数

不同衡量指标可能导致估计结果存在差异, 为了保证估计结果的稳健, 本文参考马光荣等 (2020) 的研究, 将企业异地子公司数量和异地子公司注册资本 (*capital*) 进行取对数处理, 重新使用模型 (5) 进行估计, 检验结果如表 3 第 (1) 列至第 (3) 列所示。可以看出, 在对异地子公司数量进行取对数处理后, 劳动力要素市场化配置对企业资本流动的影响依然显著为正, 且至少在 5% 的水平下显著。从经济意义上来说, 在其他条件不变的情况下, 母公司所在地劳动力要素市场化改革程度每提高 1 个单位, 企业异地子公司数量将增加约 0.06 个单位, 这进一步证明要素市场化改革对资本跨区域流动的促进作用。^①与此同时, 本文进一步将被解释变量异地子公司数量替换为异地子公司注册资本进行稳健性检验, 结果如表 3 第 (4) 列至第 (6) 列所示。可见看出, 户籍制度改革对异地子公司注册资本的影响显著为正, 与本文的基准结论保持一致。从经济意义上来说, 在其他条件不变的情况下, 母公司所在地户籍制度改革程度每提高 1 个单位, 企业异地子公司注册资本将增加约 0.19 个单位, 这进一步说明要素市场化改革对企业资本跨区域流动具有重要的促进作用。

^① 本文也按照地区-企业-年份重新计算异地子公司数量替换被解释变量, 结果依旧稳健。

表 3 异地子公司数量与异地子公司注册资本取对数

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnsumz	lnsumz	lnsumz	lncapital	lncapital	lncapital
<i>hukou</i>	0.0543** (0.0235)	0.0543** (0.0235)	0.0635*** (0.0243)	0.1576* (0.0806)	0.1576* (0.0806)	0.1941** (0.0828)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
地区固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
样本量	19286	19286	19284	18911	18911	18909
R ²	0.7570	0.7570	0.7583	0.2995	0.2995	0.3007

3. 考虑异质性处理效应

由于户籍制度改革在不同城市、不同时间推行,因此本文首先使用多期双重差分模型进行分析。但多期双重差分固定效应模型估计量实际上是所有两期双重差分模型的加权平均,模型中权重符号以及处理组平均处理效应(ATT)的时变特征会导致估计结果产生偏差(Goodman-Bacon, 2021)。为了缓解这一问题对估计结果的影响,本文首先使用Callaway和Sant’Anna(2021)构建的CS-DID方法进行稳健性检验,具体检验结果如表4所示。可以看出,户籍制度改革仍然显著促进了资本跨区域流动。其次,本文采用De Chaisemartin和D’Haultfoeuille(2020)构建的方法进行检验。可以看出,即使在考虑异质性处理效应后,劳动力要素市场化改革对企业资本跨区域流动的影响仍然显著为正。^①最后,本文仅将户籍制度改革首次处理年份的样本纳入处理组,其他年份进行户籍制度改革的城市样本予以剔除,采用经典的两期双重差分模型进行检验。可以看出,即使采用两期双重差分模型,户籍制度改革对资本跨区域流动的影响依旧显著为正,且系数均在1%的水平下显著。^②以上结论均表明异质性处理效应问题对本文估计结果的影响较为有限。

表 4 CS-DID 回归结果

变量	(1)	(2)
	sumz	sumz
<i>ATT</i>	1.1362* (0.6361)	0.0262** (0.0128)
控制变量	No	Yes
固定效应	Yes	Yes
样本量	8874	8873

注:CS-DID的权重设定为simple,即简单加权平均处理效应(Simple ATT),其他权重选取结果也保持稳健。

4. 安慰剂检验^③

为进一步验证本文识别结果的可靠性,排除由随机因素驱动的可能性,本文借鉴Li等(2016)

① 限于篇幅,采用De Chaisemartin和D’Haultfoeuille(2020)构建的方法进行检验的结果未展示,详见线上附录。
② 限于篇幅,采用经典两期双重差分模型的回归结果未展示,详见线上附录。
③ 限于篇幅,安慰剂检验结果未展示,详见线上附录。

的研究思路,设计并实施了安慰剂检验。具体而言,考虑到真实的户籍制度改革试点在不同地级市推进的时间存在差异,本文以此为依据,随机指定处理组,并重复进行500次抽样回归,以模拟户籍制度改革对企业资本跨区域流动的“虚假影响”。在每一次回归中,本文均重新计算户籍制度改革变量的估计系数及其t值,随后对所有模拟回归结果进行核密度估计,从而绘制出估计系数与t值的核密度分布图。最后,本文将模拟分布值与表2基准回归中的真实估计结果进行对比。可以看出,无论是估计系数还是t值,均未出现模拟回归结果超过基准回归真实值的情况,即随机分组下无一估计结果高于实际估计量。这一结果充分表明,企业异地子公司数量的增加并非由样本偶然性波动或模型设定偏误所致,而是真实反映了户籍制度改革释放劳动力要素、促进资本跨区域流动的影响效应。因此,本文关于户籍制度改革显著影响企业异地投资的结论具有较高的稳健性和可信度。

5. 调整样本估计期间

由于本文城市户籍制度改革的样本期间为2001—2011年,而前文的分析主要使用2001—2013年的样本进行估计,因此本部分主要从三个方面对样本进行调整。首先,参考Wang等(2021)的处理方式,仅使用2001—2007年的样本进行估计。表5第(1)列的结果显示,户籍制度改革与企业异地子公司数量的系数依旧显著为正。其次,本文将样本期间调整为2001—2010年。表5第(2)列的结果显示,户籍制度改革显著增加了企业异地投资。最后,本文将户籍制度改革的城市样本期间调整为2001—2019年。表5第(3)列的结果显示,户籍制度改革仍然显著促进了企业资本跨区域流动,并未随时间的缩短和扩充而改变。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>
<i>hukou</i>	1.1915*** (0.2508)	1.1478*** (0.2295)	3.4761*** (0.5091)	2.0834*** (0.2320)	2.1155*** (0.2385)	1.9571*** (0.2416)
稳健性类型	2001—2007 年	2001—2010 年	2001—2019 年	控制省份×行业 固定效应	控制地区×行业 固定效应	控制时间趋势项
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10987	15339	57062	19290	19285	19289
R ²	0.8597	0.8040	0.7847	0.8488	0.8490	0.8472

6. 控制其他因素的影响

我们在前文的分析中尽可能控制其他变量对估计结果的影响,但依旧存在一些不可观测的因素对本文结果产生干扰。首先,为排除那些随省份和行业而变化的因素对企业异地子公司数量的影响,本文在基准模型的基础上进一步控制了省份固定效应与行业固定效应的交互项。相应的检验结果如表5第(4)列所示。不难发现,估计系数仍然显著为正,且与基准回归结果较为一致。其次,还有一些政策可能同一地区的不同行业间存在差异,为了排除该情况的影响,表5第(5)列添加了地区固定效应与行业固定效应的交互项,回归结果依然稳健。最后,为了排除一些难以观测的时间趋势特征,表5第(6)列控制了时间趋势项,户籍制度改革对企业异地子公司数量的影响依然显著为正。

7.使用2014年推行的户籍制度改革政策进行检验

2014年国务院出台《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,进一步强调“取消农业户口与非农业户口性质区分和由此衍生的蓝印户口等户口类型,统一登记为居民户口,体现户籍制度的人口登记管理功能”。^①同时,在不同人口规模城市中推行灵活的、差异化的户籍政策。在城区人口为50万~100万人的城市,全面取消了落户限制;在城区人口为100万~300万人的城市,允许居民根据自身意愿申请常住户口登记;在城区人口为300万~500万人的城市,要求适度控制落户节奏并推行积分落户制度;而在城区人口为500万人以上的特大城市,则严格控制人口规模增长。因此,本文参考An等(2024)的模型设定,将城区人口为500万人以上的特大城市设定为控制组(DID),而将城区人口为50万~100万人、100万~300万人、300万~500万人的城市设定为处理组(分别为DID1、DID2、DID3),重新设定双重差分模型检验户籍制度改革对企业异地子公司设立的影响。具体而言,本文保留了2001—2019年的样本,检验结果如表6第(1)列至第(4)列所示。可以看出,户籍制度改革显著增加了户籍制度改革城市企业异地子公司数量,这进一步说明户籍制度改革会显著促进企业资本的跨区域流动,放松户籍管制有助于激发企业跨区域投资。

表6 使用2014年推行的户籍制度改革政策进行检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	sumz	sumz	sumz	sumz
DID	9.4493*** (1.2837)			
DID1		5.7112*** (0.6047)		
DID2			6.4558*** (0.4079)	
DID3				11.1364*** (0.6232)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	22828	25761	42509	30329
R ²	0.8185	0.8186	0.7574	0.8646

8.户籍制度改革的非随机性^②

户籍制度改革试点城市的选择并不随机,因而会导致估计结果有偏。为了缓解这一担忧,首先,参考Li等(2016)的方法,通过控制影响城市是否入选试点政策的变量与时间趋势交互项的方式进行稳健性检验。结合数据可得性,本文根据户籍制度改革地区在试点时可能考虑的指标,选择城市的初始户籍人口规模、初始经济发展水平、初始地区固定资产投资、初始地区工业总产值以及初始地方政府财政收入5个变量,控制了这些变量与时间变量的交互项,以缓解户籍制度改革非随机性对本文基准结果的影响。检验结果显示,在考虑户籍制度改革的非随机性因素后,本文的估计结果依旧成立。其次,采用倾向得分匹配-双重差分模型(PSM-DID)进行估计,从而

① 2014年推行的户籍制度改革与2001年在部分中小城市推行的户籍制度改革政策本质一样,都是为了破除户籍制度的阻碍,建立城乡统一的一元户籍制度。此外,本文也使用户籍门槛指数进行稳健性检验,结果保持一致。

② 限于篇幅,户籍制度改革非随机性的检验结果未展示,详见线上附录。

缓解户籍制度改革非随机性对本文估计结果的影响(Wang等,2021)。检验结果显示,在使用PSM-DID方法后,户籍制度改革对资本跨区域流动的影响仍然显著为正。此外,安慰剂检验部分的置换检验图也间接证明户籍制度改革的选择性对估计结果的影响有限。综合上述检验,户籍制度改革的非随机性对本文估计结果的影响较小,说明户籍制度改革确实显著促进了企业资本跨区域流动。

9.其他稳健性检验^①

首先,为了缓解误差项可能存在的异方差和序列相关问题,本文将标准误在地级市维度进行聚类调整。检验结果显示,户籍制度改革会显著增加企业异地子公司数量。其次,在户籍制度改革样本期间内中国在东北三省推行了增值税转型改革,这可能会影响企业异地子公司数量。例如,范子英和周小昶(2022)利用2002年所得税分享改革的“自然实验”,研究了财政激励对企业跨地区投资的影响,发现所得税分享改革降低了地方政府的税收分成,增加了地方国有企业在异地设立子公司的数量。同时,当地的税收优惠政策也是影响企业进行异地投资的重要因素。为了排除税收改革与地方税收优惠对本文估计结果的影响,本文剔除了在东北三省注册成立的企业,控制了企业的税收返还、避税行为、税收负担等。检验结果显示,增值税转型改革与地方税收优惠政策并不会对本文的估计结果产生太大的干扰。再次,企业选址也会影响劳动力的流动,因此本文进一步控制了地级市新增工业企业数量、工业总产值、城市建设用地面积等。此外,本文也考虑了资本流动对企业劳动力雇佣的影响。^②检验结果显示,在考虑企业选址行为后,户籍制度改革仍然显著增加了企业异地投资。最后,环境规制也会影响企业的异地投资和选址行为,因此本文控制了污染源治理本年度投资总额、污水处理情况、工业二氧化硫排放量等。检验结果显示,在考虑环境规制影响后,户籍制度改革仍然显著增加了企业异地投资。

五、异质性分析

户籍制度改革对企业资本跨区域流动的影响可能因企业股权性质、劳动密集度、利润水平的不同而有所差异。因此,本部分对户籍制度改革产生的异质性效应进行分析。

(一)股权性质

户籍制度改革促进异地投资的增加,主要是通过降低企业的劳动力成本、增加企业的雇佣选择,从而提升企业的生产率。相对于非国有企业,国有企业与地方政府关系密切,更容易受到地方政府的保护和援助,国有企业对成本的反应不敏感,其资本跨区域流动对劳动力成本的敏感性通常较低。而且,已有研究表明,非国有企业异地投资的概率明显高于国有企业(马光荣等,2020)。本文根据企业的股权性质将上市公司分为国有企业和非国有企业,通过构建户籍制度改革与股权性质的交互项来检验要素市场化配置对企业资本跨区域流动的异质性影响,检验结果如表7第(1)列所示。可见看出,与非国有企业相比,户籍制度改革显著降低了国有企业异地投资的积极性,从而降低了企业资本跨区域流动,即户籍制度改革对非国有企业资本跨区域流动的影响更大。

^① 限于篇幅,其他稳健性检验结果未展示,详见线上附录。

^② 本文在排除资本流动对劳动力流动的影响因素后,发现户籍制度改革确实显著促进了劳动力流动。感谢匿名审稿专家的建议。

表 7	异质性检验		
变量	(1)	(2)	(3)
	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>	<i>sumz</i>
<i>hukou</i>	2.3395*** (0.2201)	0.9365*** (0.3361)	1.3302*** (0.2217)
<i>soe</i>	-0.6653*** (0.1250)		
<i>hukou</i> × <i>soe</i>	-0.4638* (0.2646)		
<i>labor</i>		-1.9826*** (0.2064)	
<i>hukou</i> × <i>labor</i>		1.5679*** (0.3314)	
<i>roe</i>			-0.1874* (0.1123)
<i>hukou</i> × <i>roe</i>			1.8024*** (0.2053)
控制变量	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	19284	19284	19291
R ²	0.8481	0.8491	0.8060

(二)劳动密集度

劳动力成本是企业生产经营成本的重要组成部分,劳动密集型企业的劳动力成本相对于非密集型企业更高,面临的市场竞争压力更大。户籍制度改革有助于加快劳动力的流动,增加劳动力市场的劳动力供给,降低企业雇佣成本。本文根据企业劳动密集度(*labor*)将上市公司分为高劳动密集型企业 and 低劳动密集型企业,通过构建户籍制度改革与劳动密集度的交互项来检验户籍制度改革对企业异地投资的异质性影响,检验结果如表 7 第(2)列所示。可以看出,与低劳动密集型企业相比,户籍制度改革会显著提高高劳动密集型企业异地投资的积极性,并最终促进企业资本跨区域流动。

(三)利润水平

利润最大化是企业追求的永恒目标,当企业获得足够回报或者利润增加时会扩大生产经营,进一步扩大企业生产规模,提升企业盈利能力。相较于低利润水平企业,高利润水平企业在户籍制度改革后为谋求更高的利润,会显著提高企业异地投资的概率。本文根据企业盈利能力(*roe*)将上市公司分为高利润水平企业和低利润水平企业,通过构建户籍制度改革与企业盈利能力的交互项来检验户籍制度改革对企业异地投资的异质性影响,检验结果如表 7 第(3)列所示。可以看出,相较于低利润水平企业,户籍制度改革会显著提高高利润水平企业异地投资的积极性,进而增加企业异地子公司数量。

六、机制分析

根据基准回归结果可以看出,总体上户籍制度改革显著促进了企业资本跨区域流动。本部分

在基准回归基础上考察户籍制度改革影响企业资本跨区域流动的具体传导机制,即回答户籍制度改革通过何种途径影响企业资本跨区域流动的问题。

(一)资本与劳动替代渠道

本文认为户籍制度改革对企业异地投资决策的影响主要是通过资本与劳动替代渠道。资本与劳动的替代效应理论认为,当资本与劳动的相对配置发生变化时,资本与劳动之间会发生替代。例如,当劳动要素投入不断增加时,资本要素的投入可能会减少。反之,当资本要素投入不断增加时,劳动要素的投入也会相应减少。户籍制度改革前,劳动力无法自由流动,城市劳动力市场供小于需,企业的劳动力雇佣存在巨大的搜寻成本和解雇成本,这制约了企业的生产经营和扩大再生产。户籍制度改革后,劳动力可以在城乡间自由流动,城市劳动力供给大幅增加,企业劳动力雇佣更加容易。因此,户籍制度改革后,本地企业劳动力雇佣人数增加,资本投入减少,劳动密集型特征更加明显(Imbert等,2022),企业异地投资增加。为检验户籍制度改革后资本与劳动之间的替代效应,本文使用企业固定资产投资(fix)、企业人均固定资产投资($pfix$)、企业劳动力雇佣人数($tlabel$)、企业薪酬总额($twage$)和企业人均薪酬总额($pwage$)作为因变量进行回归,^①结果如表8所示。其中,第(1)列报告了户籍制度改革对企业固定资产投资的影响。可以看出,户籍制度改革后,改革城市的企业固定资产投资显著减少,说明在户籍制度改革后,本地企业劳动密集型特征更加明显。第(2)列报告了户籍制度改革对企业劳动力雇佣人数的影响。结果显示,户籍制度改革后,企业劳动力雇佣人数显著增加,说明户籍制度改革促进了改革城市劳动力的流动。第(3)列报告了户籍制度改革对企业人均固定资产投资的影响。可以看出,户籍制度改革显著降低了企业人均固定资产投资净额。第(4)列和第(5)列结果显示,户籍制度改革显著增加了企业薪酬总额与人均薪酬总额。

表8 资本与劳动替代机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	fix	$tlabel$	$pfix$	$twage$	$pwage$
$hukou$	-0.0763*** (0.0287)	0.0917** (0.0445)	-0.1589*** (0.0562)	0.6107*** (0.0675)	0.5208*** (0.0804)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	10035	10014	9998	10020	9983
R^2	0.9776	0.9663	0.9236	0.9593	0.8844

综合第(1)列至第(5)列的结果可以看出,户籍制度改革后,本地企业劳动力雇佣人数显著增加,劳动力总成本明显提升,资本投资显著减少,从而导致企业异地投资增加。以上结果充分表明,户籍制度改革后,区域劳动力流动增加,企业通过增加劳动力雇佣人数对固定资产投资进行替代,从而导致人均固定资产投资降低。同时,户籍制度改革后,企业劳动力雇佣人数明显增加,企业雇佣选择更加多元,企业劳动力成本明显增加,企业劳动密集型特征更加明显,从而导致企业增加跨区域投资。

^① 进行机制分析前,本文提供了一系列证据,证明户籍制度改革显著促进了劳动力流动。同时,本文也对机制变量进行了平行趋势检验。感谢匿名审稿专家指出这一问题。

(二)流动人口、劳动技能结构与户籍门槛

理论上,户籍制度改革促进了劳动力在城乡间的自由流动,劳动力短缺型企业的劳动力雇佣会因劳动力市场供给的增加而增多。同时,在那些流动人口占比较高的城市,企业可以雇佣更多的劳动力,企业雇佣决策更加灵活,进而从事劳动密集型产业,促使企业劳动密集型特征更加明显。因此,流动人口占比越高的城市,资本的挤出效应越明显,企业进行异地投资的意愿越强烈。同理,劳动力自由流动受到城市户籍门槛的阻碍,流动人口难以市民化,只能在城乡之间进行“钟摆式”或者“候鸟式”的迁移。户籍制度改革虽然促使大量农村劳动力进入城市工作,但城市的户籍门槛依旧限制了低技能劳动力在城市间的自由流动,企业为了降低单位劳动力成本会雇佣更多的低技能劳动力,从而导致企业整体劳动力成本增加。例如,近年来,“劳务外包”“劳务派遣”等现象就是企业降低劳动力成本、缓解生产经营压力的重要途径。

《中国企业社保白皮书2021》显示,在企业劳动用工方面,有35%的企业使用过派遣外包员工,29.1%的企业使用了兼职员工,约43.9%的企业未来一年内有进一步新增灵活用工的计划。多元化、市场化的用工模式增强了用工机制的灵活性,分散了企业经营风险。此外,相较于劳动密集型产业,资本密集型产业的投资回报更高,企业资本化、金融化的动机更强烈。因此,如果上述推断存在,户籍制度改革后,在那些户籍门槛^①更高的大城市,以及流动人口占比更高和低技能劳动力更多的城市,企业的劳动密集型特征更加明显,企业异地投资的意愿也更加强烈。

接下来,本文对上述预期进行实证检验,检验结果如表9第(1)列至第(6)列所示。可以看出,户籍制度改革后,在那些流动人口占比高^②、低技能劳动力占比高、户籍门槛高的城市中,企业异地投资的动机更加强烈。^③这进一步强化了本文的核心逻辑,户籍制度改革显著增加了流动人口在城市的就业机会,同时增加了企业的雇佣选择以及整体劳动力成本,挤出了本地资本投资,进而增加了企业异地投资。上述结论也表明,户籍制度改革的难点和重点仍然是流动人口多、落户门槛更高的大城市,未来改革的难点和重点依旧是推进并完善大城市户籍制度设计,放松大城市户籍管制,从而实现生产要素在空间范围内的自由流动。

表9 流动人口、劳动技能结构与户籍门槛

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	流动人口 占比高	流动人口 占比低	低技能劳动力 占比高	低技能劳动力 占比低	户籍门槛高	户籍门槛低
	sumz	sumz	sumz	sumz	sumz	sumz
<i>hukou</i>	11.9981*** (2.9869)	2.2626*** (0.5414)	0.5355* (0.2915)	1.3921 (0.9122)	4.9536*** (0.4081)	0.1211 (0.1750)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14856	14840	31462	23540	8154	8329
R ²	0.8705	0.8288	0.7631	0.8598	0.8916	0.7953

① 关于户籍门槛,本文借鉴张吉鹏和卢冲(2019)的方法,对城市具体落户要求进行赋值,再计算得出户籍门槛指标。相关数据来自西南财经大学经济与管理研究院公共经济与行为研究平台和中国家庭金融调查与研究中心联合公布的户籍改革与移民研究项目资料。

② 流动人口占比高与流动人口占比低的系数均显著,但是前者的系数更大,说明其受到的影响更为明显。

③ 因流动人口数据与低技能劳动力数据缺失较多,匹配后样本较少,故本文将此部分的样本改为非平衡面板。

七、企业利润与福利分析

前文的分析表明,户籍制度改革增加了企业的劳动力雇佣人数,促进了资本与劳动的替代,进而增加了资本的异地流动。那么,户籍制度改革是否会增加企业的利润和价值?企业员工的福利水平会受到怎样的影响?本部分首先考察户籍制度改革对企业绩效和企业利润的影响,其次考察户籍制度改革对企业劳动收入份额和企业社保缴费水平的影响,从而分析户籍制度改革导致的资本流动是否以及在多大程度上影响了企业利润水平和员工福利水平。

(一)企业绩效与企业利润

企业异地投资的主要目的是获取超额利润。户籍制度改革扩大了企业的劳动力雇佣规模,改变了本地企业的资本劳动比,从而影响了企业本地投资的动力。资本劳动比的调整是否有助于企业绩效和企业利润的提升,并最终增加企业异地资本流动呢?本部分将考察户籍制度改革对企业绩效和企业利润的影响。关于企业绩效和企业利润,本文主要使用以下4个指标进行表征:一是总资产利润率(*profit*),用企业利润总额与总资产的比值衡量;二是总资产净利润率(*roa*),用企业净利润总额与企业资产平均总额的比值衡量;三是成本费用利润率(*cost*),用利润总额与成本费用总额的比值衡量;四是销售利润率(*res*),用企业利润总额与营业收入的比值衡量。回归结果如表10第(1)列至第(4)列所示。可以看出,户籍制度改革显著增加了企业的绩效和利润。这也说明,户籍制度改革后企业异地投资意愿增强是企业超额利润增加的一个重要原因。

表 10 企业绩效与企业利润

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>profit</i>	<i>roa</i>	<i>cost</i>	<i>res</i>
<i>hukou</i>	0.0049* (0.0029)	0.0059** (0.0029)	0.2019*** (0.0526)	0.0550** (0.0244)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	19284	19284	19282	18079
R ²	0.8160	0.7978	0.4450	0.8743

(二)企业劳动收入份额

理论上,户籍制度改革破除了城乡劳动力流动的桎梏,有助于提高流动人口的薪酬待遇以及福利水平。为了实证考察户籍制度改革对企业劳动收入份额的影响,本文从CSMAR数据库中重新收集了上市企业的财务和工资数据,并通过城市指标与户籍制度数据进行匹配。参考现有文献(杜鹏程等,2021;Li等,2021;李连友等,2023)的处理方式,本文主要使用以下三种方式衡量企业劳动收入份额。一是劳动收入份额1(*rev1*),使用企业支付给职工以及为职工支付的现金与营业总收入的比值表示。二是劳动收入份额2(*rev2*),使用企业劳动者薪酬与总资产的比值表示。其中,企业劳动者薪酬等于支付给职工的薪酬总额。三是劳动收入份额3(*rev3*),使用企业劳动者薪酬与营业总收入的比值表示。劳动力要素市场化改革对企业劳动收入份额影响的回归结果如表11第(1)列至第(3)列所示。可以看出,户籍制度改革显著提高了企业劳动收入份额,说明户籍制度改革

革不仅促进了企业资本跨区域流动,还提高了企业员工的劳动收入水平。因此,继续推进户籍制度改革有助于提高劳动者收入,优化收入分配结构,促进共同富裕目标的顺利实现。

表 11
 企业劳动收入份额与企业社保缴费水平

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>rev1</i>	<i>rev2</i>	<i>rev3</i>	<i>SSC</i>	<i>ssc1</i>	<i>ssc2</i>	<i>ssc3</i>
<i>hukou</i>	0.0337** (0.0170)	0.0011** (0.0005)	0.0160*** (0.0060)	0.0503*** (0.0127)	0.0165*** (0.0032)	0.0205*** (0.0034)	0.0024*** (0.0005)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	19257	19284	19257	3505	6619	7068	6617
R ²	0.2698	0.7287	0.4588	0.8166	0.9129	0.9106	0.9702

(三)企业社保缴费水平

为了考察户籍制度改革对上市企业社保缴费水平的影响,本文从CSMAR数据库中重新手工收集了上市企业的社保缴费数据,并将其与户籍制度改革数据进行合并。企业社保缴费是我们关注的核心被解释变量,参考既有文献(李连友等,2022a;黄保聪、李连友,2024)的做法,本文主要使用以下四种方式衡量企业社保缴费水平:一是社保实际缴费率(*SSC*),使用企业社保缴费总额与上一年工资总额的比值表示;二是社保缴费率(*ssc1*),使用企业社保缴费总额与当年工资总额的比值表示;三是社保缴费(*ssc2*),使用养老保险和医疗保险缴费总额与当年工资总额的比值表示;四是社保缴费负担(*ssc3*),使用社保当期增加值与营业收入的比值表示。以这4个变量为被解释变量的回归结果如表11第(4)列至第(7)列所示。可以看出,各列中核心解释变量的系数均显著为正,说明户籍制度改革不仅促进了企业资本跨区域流动,也提高了上市企业员工的福利待遇。因此,破除户籍制度藩篱,对于企业异地投资和员工福利水平提升均具有重要的促进作用。

八、结论与启示

2022年4月,中共中央、国务院发布《关于加快建设全国统一大市场的意见》,提出破除妨碍各种生产要素市场化配置和商品服务流通的体制机制障碍,降低制度性交易成本。因此,破除妨碍各种生产要素市场化配置的体制机制障碍,充分发挥市场机制对资源配置的决定性作用,促进资本、劳动力、土地等生产要素自主有序流动,对当前经济的转型升级具有重要意义。要素市场化配置改革的推进不仅有助于激发市场活力,促进企业扩大投资与再生产,还能促进经济的转型升级和高质量发展。基于此,本文重点考察劳动力要素市场化配置对资本跨区域流动的影响,并深入探讨其作用机制。实证方面,本文采用双重差分模型研究户籍制度改革对上市公司异地投资的影响。检验结果表明,户籍制度改革显著促进了企业资本跨区域流动,且在一系列稳健性检验下依旧成立。异质性检验表明,在非国有企业、劳动密集型企业和高利润水平企业中,资本的跨区域流动效应更明显。机制分析表明,户籍制度改革通过改善劳动力资源分配,降低企业资本劳动比,提高企业经济绩效,从而增加了企业异地资本投资。同时,在那些流动人口占比与户籍门槛较高以及低技能劳动力较多的地区,企业异地投资的意愿更加强烈。进一步的分析表明,户籍制度改革

不仅促进了企业的异地投资,还显著提高了企业的劳动收入份额和社保缴费水平。

根据研究结论,本文提出如下政策建议。

一是稳步推进要素市场化配置改革,特别是要继续深化户籍制度等劳动力要素市场化改革,加强要素市场的联动与协调,提升要素市场的配置效率。通过要素市场化配置改革激发市场活力,促进企业异地投资,提升企业增长绩效,从而推动经济的高质量发展。2022年4月中共中央、国务院发布的《关于加快建设全国统一大市场的意见》提出,要破除地方保护和区域壁垒,打破地方保护和市场分割,促进商品要素资源在更大范围内畅通流动。党的二十大报告强调,要构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系。因此,应继续推进户籍制度改革,促进劳动力在区域间自由流动,改善劳动力资源的空间配置,实现劳动力配置的区域均衡。

二是资本与土地、劳动力、数据等生产要素具有互补性,为了促进资本跨区域有序流动,提高资源配置效率,除了推进以户籍制度改革为代表的劳动力要素市场化改革外,还应同步推动和促进土地与数据要素的跨区域流动。要按照党的二十大报告的要求,深化农村土地制度改革,保障进城落户农民的合法土地权益,鼓励依法自愿有偿转让。推进以人为核心的新型城镇化,加快农业转移人口市民化。要强化数据要素市场化相关机制建设,推动建立数据要素产权制度,激发数据要素市场活力,为中国经济高质量发展持续注入数字化红利。

三是“稳就业”和“保就业”是保障民生与维持社会经济稳定运行的首要任务。本文研究发现,劳动力要素市场化配置改革不仅可以增加劳动力就业,提高劳动力的福利待遇和劳动收入份额,还可以提升企业的绩效和利润水平。因此,在大力推进减税降费、简政放权等政策的基础上,可以通过破除制度阻碍、深化要素市场化改革的方式为“稳就业”提供更加充足的动力。同时,深化户籍制度改革也有助于优化收入分配格局,提高初次分配比重,促进共同富裕目标的顺利实现。

参考文献:

- 曹春方、贾凡胜:《异地商会与企业跨地区发展》,《经济研究》2020年第4期。
- 曹春方、夏常源、钱先航:《地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验》,《管理世界》2019年第1期。
- 曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷:《市场分割与异地子公司分布》,《管理世界》2015年第9期。
- 都阳、蔡昉、屈小博、程杰:《延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利》,《经济研究》2014年第8期。
- 杜鹏程、王姝勋、徐舒:《税收征管、企业避税与劳动收入份额——来自所得税征管范围改革的证据》,《管理世界》2021年第7期。
- 范子英、周小昶:《财政激励、市场一体化与企业跨地区投资——基于所得税分享改革的研究》,《中国工业经济》2022年第2期。
- 黄保聪、李连友:《养老保险费率统一改革对中小企业债务融资的影响——基于准自然实验的经验证据》,《中国农村经济》2024年第12期。
- 李连友、黄保聪、席鹏辉:《税收征管体制改革与社保基金征缴收入》,《经济学动态》2022a年第6期。
- 李连友、黄保聪、席鹏辉:《“农转非”、劳动力流动与劳动收入份额》,《中国软科学》2023年第4期。
- 李连友、黄保聪、肖人瑞:《最低工资的结构性去杠杆效应》,《经济社会体制比较》2022b年第6期。
- 李逸飞、李金、肖人瑞:《社会保险缴费征管与企业人力资本结构升级》,《经济研究》2023年第1期。
- 陆益龙:《户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动》,《中国社会科学》2008年第1期。
- 马光荣、程小萌、杨恩艳:《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》2020年第6期。
- 马光荣、程小萌:《区域性税收优惠政策、企业异地发展与避税》,《世界经济》2022年第12期。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初:《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》2011年第1期。
- 王凤荣、苗妙:《税收竞争、区域环境与资本跨区流动——基于企业异地并购视角的实证研究》,《经济研究》2015年第2期。

17. 吴晓刚、张卓妮:《户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等》,《中国社会科学》2014年第6期。
18. 张吉鹏、卢冲:《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》,《经济学(季刊)》2019年第4期。
19. 赵仁杰、周小昶:《区域性税收优惠与企业异地投资的避税效应》,《财贸经济》2022年第11期。
20. An, L., Qin, Y., Wu, J., & You, W., The Local Labor Market Effect of Relaxing Internal Migration Restrictions: Evidence from China. *Journal of Labor Economics*, Vol.42, No.1, 2024, pp.161–200.
21. Bottazzi, L., Rin, M. D., & Hellmann, T., The Importance of Trust for Investment: Evidence from Venture Capital. *The Review of Financial Studies*, Vol.29, No.9, 2016, pp.2283–2318.
22. Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C., Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*, Vol.225, No.2, 2021, pp.200–230.
23. De Chaisemartin, C., & D'Haultfoeuille, X., Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, Vol.110, No.9, 2020, pp.2964–2996.
24. Drucker, L., Mazirow, K., & Neumark, D., Who Pays for and Who Benefits from Minimum Wage Increases? Evidence from Israeli Tax Data on Business Owners and Workers. *Journal of Public Economics*, Vol.199, 2021, 104423.
25. Geng, H. G., Huang, Y., Lin, C., & Liu, S., Minimum Wage and Corporate Investment: Evidence from Manufacturing Firms in China. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.57, No.1, 2021, pp.1–53.
26. Goodman-Bacon, A., Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, Vol.225, No.2, 2021, pp.254–277.
27. Imbert, C., Seror, M., Zhang, Y., & Zylberberg, Y., Migrants and Firms: Evidence from China. *American Economic Review*, Vol.112, No.6, 2022, pp.1885–1914.
28. Li, B., Liu, C., & Sun, S. T., Do Corporate Income Tax Cuts Decrease Labor Share? Regression Discontinuity Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol.150, 2021, 102624.
29. Li, P., Lu, Y., & Wang, J., Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol.123, 2016, pp.18–37.
30. Serfling, M., Firing Costs and Capital Structure Decisions. *The Journal of Finance*, Vol.71, No.5, 2016, pp.2239–2286.
31. Wang, F., Milner, C., & Scheffel, J., Labour Market Reform and Firm-level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China. *Journal of Development Economics*, Vol.149, 2021, 102584.
32. Wilson, J. D., A Theory of Interregional Tax Competition. *Journal of Urban Economics*, Vol.19, No.3, 1986, pp.296–315.
33. Young, A., The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.4, 2000, pp.1091–1135.
34. Zodrow, G. R., & Mieszkowski, P., Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods. *Journal of Urban Economics*, Vol.19, No.3, 1986, pp.356–370.

From Regulation to Flow: Market-Oriented Allocation of Factors and Cross-Regional Capital Flows

LI Yifei (Management World Magazine, 100026)

HUANG Baocong (Sichuan University, 610065)

WANG Qizhi (Central University of Finance and Economics, 102206)

Summary: The free flow of labor and capital across regions helps to optimize the allocation of resources, but institutional barriers between regions have long existed. This study leverages the household registration system reform—a typical market-oriented allocation policy of labor factors—and manually collected matching data on urban household registration system reforms and individual enterprises to examine the causal effect of the reform on cross-regional capital flows. The research finds that the reform has

significantly increased the number of remote subsidiaries established by enterprises. On average, each unit of labor factor marketization reform increases the number of remote subsidiaries by about 7%. The effect on cross-regional capital flows is more obvious in places with higher proportions of floating population and elevated household registration threshold, a larger low-skilled labor force, and among non-state-owned enterprises, labor-intensive enterprises, and high-profit enterprises.

Mechanism analysis shows that the household registration system reform reduces institutional barriers, enabling capital to flow into reformed cities for their enhanced labor resource availability, lower capital-to-labor ratios, and higher corporate profits. These factors collectively incentivize enterprises to increase cross-regional investments. Further analysis shows that the reform of the household registration system is conducive to improving the distribution of factors, leading to higher labor income shares and increased social insurance payment revenues for enterprises. The findings of this study have important implications for understanding the capital flow effect of the household registration system reform and optimizing market-oriented factor allocation. Policymakers should actively dismantle institutional barriers hindering cross-regional labor mobility, advance the market-oriented reform of factors, and establish institutional safeguards to support China's high-quality economic development.

This paper makes several key contributions to the existing literature. First, this paper enriches and expands research on cross-regional capital flows by focusing on the impact of the market-oriented allocation of factors represented by the household registration system reform on the cross-regional flows of corporate capital, while existing literature mainly examines the impact of market segmentation, fiscal incentives, transportation infrastructure construction, tax competition, inter-provincial bilateral trust, and so on. Second, this study expands research on the economic consequences of market-oriented allocation of factors from the perspective of household registration system reform. Third, it enriches research in the interdisciplinary field of Labor and Finance by incorporating labor market and capital market factors into a unified analytical framework. It systematically reveals the impact of the household registration system reform on firms' cross-regional investments, contributing to the growing body of research on labor and finance in the context of China's economic transformation. Fourth, the results of this study are of great significance for improving the market-oriented allocation of factors and promoting capital flows across regions.

Keywords: Market-Oriented Allocation of Factors, Cross-Regional Capital Flows, Household Registration System Reform, Cross-Regional Investments, Labor Flow

JEL: E22, F21, O16

责任编辑:非 同