

户籍限制、技能互补与高技能女性就业

曹 晖 罗楚亮*

内容提要 本文将 2013—2014 年特大城市收紧落户门槛作为准自然实验，发现户籍政策收紧的确阻碍了流动人口尤其是低技能流动人口流入，致使低技能劳动力工资上升，由此增加了高技能女性参与市场工作的机会成本，进而导致高技能女性的就业不足。本文发现相较于非特大城市，特大城市的落户政策收紧会导致科技企业中从事研发工作的女性就业占比下降 0.9 个百分点，这一结果在一系列稳健性检验后依然成立，并且这种效应主要由小微企业和非国有企业所驱动。本文进一步进行了机制排除，发现无论是单独二孩政策还是企业的迁入迁出，均不是这一现象背后的主要原因。因此，更开放的户籍政策有助于高技能女性获得更多的就业机会。

关键词 技能偏向性落户政策 高低技能互补性 家庭性别分工

一 引言

户籍制度阻碍了人口的自由流动，对社会经济产生福利损失。改革开放以来，不同城市总体上都在逐渐弱化户籍制度对劳动力市场的分割作用。这种渐进式过程突出表现为两个特征：一是人群差异性。总体上表现为对高技能人群的强烈偏好，对于高技能人群的落户通常更为宽松，甚至通过降低对高技能人群的落户门槛来达到吸引其

* 曹晖，上海大学经济学院，电子邮箱：10009623@shu.edu.cn；罗楚亮（通讯作者），中国人民大学劳动人事学院，电子邮箱：luochl@ruc.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年科学基金项目“政府研发补贴、企业创新与资源错配：理论、机制与中国经验”（批准号：71803126）、国家自然科学基金面上项目“我国劳动力市场匹配效率及其经济效应”（批准号：71973015）和国家社会科学基金重大项目“强化就业优先政策、稳定和扩大就业研究”（批准号：21ZDA098）的资助。

流入的目的。二是不同城市层级之间的差异性。尤其是人口规模较大的城市，落户门槛通常会更高，户籍政策越来越明显地表现为直接约束低技能劳动力的流动。然而，这种做法事实上也会对高技能人群产生不利影响，由于这种影响表现得更为间接，因而在政策实践中常常被忽视。

为了揭示对低技能劳动力的流入限制可能对高技能人群劳动力市场表现所产生的影响，本文利用 2013 - 2014 年特大城市（相对）收紧落户门槛这一政策冲击，分析其对高技能女性就业的影响。尽管高技能女性是城市户籍制度改革所青睐的人群，然而本文却发现，这种户籍政策改革所试图吸引的高技能人群恰恰因为该政策对低技能人群的排斥而成为受损对象。导致这种影响的内在逻辑是城市规模越大，高低技能劳动力的互补性就越强（Eeckhout et al., 2014；梁文泉、陆铭，2015）。具体表现在：一是大城市的生活服务业大多由低技能劳动力承担，通过户籍制度来约束低技能劳动力流入，这将导致城市生活服务业的供给减少，相应的市场价格也将因此而上升；二是生活服务业与家务劳动之间存在替代性，生活服务业越发达，意味着人们能够以相对更低的价格来购买家务劳动；三是在中国家庭内部分工中，女性通常承担更多的家务劳动，因此生活服务业越发达，意味着女性的家务劳动时间投入可以有所减少，从而工作活动时间可以提高。

低技能劳动力供给增加，生活服务业越发达，则家务活动的“价格”就会降低，高技能女性参与市场活动的机会成本也就越低，因此她们参与市场工作的保留工资会越低，也就会更多地参与劳动力市场工作。相反，如果低技能劳动力供给减少，则家务活动的“价格”就会上升，高技能女性参与劳动力市场的机会成本也就越高，保留工资会越高。因此，尽管户籍政策是偏向于高技能人群的，但由于上述作用机制，旨在限制低技能劳动力流入的户籍政策收紧最终将会对高技能女性就业产生不利影响。

本文采用企业中从事研发活动的女性作为研究对象，主要原因为：第一，从事研发活动的女性往往有较高的受教育水平^①，是典型的高技能劳动力。第二，女性劳动力供给往往具有更高的工资弹性，通常也并不是从事研发人员的主体，本文数据中研发人员女性占比的均值也在 20% 以下。这也导致这部分女性由于家政服务价格上升，从而要求更高工资时，企业会倾向于选择雇用更多的男性加以替代。除了这两个因素，

^① 本文使用 2010 年全国人口普查数据，比较了全部女性的大学学历比例和专业技术人员（职业编码 131 - 199）的女性大学学历比例，我们用是否上过大学衡量，前者均值为 0.15，后者均值为 0.54。

研究女性科技工作者在当下还有特殊意义，因为女性在创新活动中正扮演着越来越重要的角色。从国际专利申请来看，发明人中至少有一名女性的专利合作条约专利申请数从 2003 年的 24004 件上升到 2017 年的 68270 件，发明人中至少包括一名女性的申请占比从 2003 年的 22.1% 升至 2017 年的 31.2%^①。尽管女性对创新活动贡献很大，但在现实生活中依然存在诸多因素限制女性才能的施展，譬如性别歧视、家庭负担过重等。为了有效解决这些问题，中国科技部等十三部门于 2021 年 6 月发布了《〈关于支持女性科技人才在科技创新中发挥更大作用的若干措施〉的通知》，为促进和激励女性科技人才更好地发挥自己的聪明才智提出了一系列具体措施。当然，这些措施更多侧重于女性科技工作者所直接面临的市场环境及工作特征。

然而基于《第四次全国科技工作者状况调查》，于巧玲等（2019）发现，已婚的女性科技工作者每周工作时间比未婚女性减少 1.1 个小时，而已婚男性则比未婚男性增加了 1.1 个小时。如何减少女性科技工作者的家务负担呢？市场化的家政服务如月嫂、保姆、钟点工等是一个可行的渠道。而家政服务的从业者通常都是低技能劳动力，并且以流动人口为主（梁文泉、陆铭，2016），因此女性科技人员的劳动力市场参与同落户政策等城市管理措施之间具有密切的关联。女性科技工作者所面临的困境可能是一个系统性问题，一些政策的间接效应通常被忽略，改善她们的劳动力市场表现需要家庭、企业、社会各方面都做出相应的努力。

本文利用 2013 - 2014 年户籍改革作为准自然实验，估计特大（超大）城市严格控制人口规模对企业中从事研发工作的女性雇用的影响。2013 - 2014 年户籍改革的一大特点是，城区人口 500 万以下的大多数城市的落户要求有所放松，但城区人口 500 万以上的特大城市的落户要求大幅度收紧。这种政策设计符合双重差分（difference-in-differences, DID）实证策略的应用要求。本文使用 2011 - 2014 年全国创新调查微观数据，估计了特大城市落户政策收紧对从事研发工作的女性就业的影响，发现相较于非特大城市，落户政策收紧会导致企业研发人员中女性占比下降 0.9 个百分点，考虑到样本企业的研发人员中女性占比平均而言不到 20%，这种影响的效应规模还是比较大的。异质性分析发现，这种影响主要由非国有企业和小微企业驱动。由于同一时期发生了其他政策变动，比如 2014 年初中国大多数省份都推出了单独二孩政策，这自然也会影响对高技能女性的雇用。本文研究结果表明，在剔除单独二孩政策的影响之后，结论依然成立。

^① 参见 https://www.wipo.int/edocs/pubdocs/zh/wipo_pub_901_2018_exec_summary.pdf。

无论是户籍制度还是性别歧视，都已有大量的研究文献，但通常大多只强调了户籍制度对于不同户籍群体所造成的劳动力市场分割（或歧视）效应，或者只强调了劳动力市场上的性别差异（或歧视）。这些研究大多是采用分解方法来识别歧视效应的大小、随时间的变化，以及在不同人群中的异质性表现。

本文可能的边际贡献为：首先，本文通过对中国户籍政策变动进行评估，估计其对于科技创新和性别平等的影响，可以对完善相关政策提供经验证据。大城市会吸引大量受过良好教育的高技能工作者，也同样会吸引大量未受过良好教育但能完成各种艰苦繁杂体力劳动的低技能劳动者。如果特大城市只乐意接受前者而不乐意接受后者，那么有可能事与愿违。特别是，从相关政策文本中所表明的直接目的来看，高技能群体并不受到户籍制度收紧的直接约束^①，但这种判断可能忽略了相关政策的间接效应及综合效应，而这正是本文所试图讨论的。其次，尽管已有文献也提出了大城市中高低技能可能存在互补性的观点，但实证研究多集中研究人力资本外部性，即研究城市中高技能劳动力就业增加进而带动低技能劳动力就业的溢出作用，通常忽略了低技能劳动力供给也可能会影响到高技能劳动力，也有少数研究对此进行讨论（Cortes & Tessada, 2011；Cortes & Pan, 2019）。本文重点关注后一个影响途径。本文的研究表明，后一种机制的反向影响同样不可忽视。第三，本文的研究把劳动力市场的户籍歧视与家庭内部分工结合起来。户籍政策对于高技能女性就业的影响，是户籍制度和家庭内部分工模式共同作用的结果。

本文其余部分结构为：第二部分简要回顾了户籍制度的沿革，讨论了2013 - 2014年前后户籍政策变化对特大城市的落户门槛指数的相对影响，并提供了特大城市人口变动的一些特征性事实；第三部分综述相关文献；第四部分为实证模型介绍、数据说明和描述性统计；第五部分是实证研究的结果；第六部分是讨论作用机制；第七部分为结论与政策含义。

二 制度背景和特征事实

中国的户籍制度始于20世纪50年代，1951年公安部颁布《城市户口管理暂行条

^① 有必要指出的是，这种解释强调的是户籍制度本身对于不同人群的异质性作用，但由于研发人员通常较容易获得当地城市的户籍，因此本文户籍制度的效应更加类似于外来流动人口对于本地高技能劳动力所产生的影响。

例》，1955年发布《国务院关于建立经常户口等级制度的指示》。随后30年对城乡户口一直严格管理，直到改革开放后才有所松动，但比较强调“抓大放小”和偏向高技能劳动力。1985年公安部出台了《关于城镇暂住人口管理规定》，在原则上赋予了在非户籍地长期居住的合法性；1997年国务院批准了《小城镇户籍管理制度改革试点方案》，放宽了农村户籍人口在小城镇落户的限制。

“十二五”规划提出“中小城市和小城镇要根据实际放宽落户条件”，但在2010年之后似乎越来越重视“防止特大城市过度扩张”（魏后凯，2015）。2013年11月12日，《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中明确表示要“合理确定大城市落户条件，严格控制特大城市人口规模”。2014年7月24日《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》也在提出促进公共服务均等化的同时，强调要严格控制城区人口500万以上的特大城市人口规模，建立完善积分落户制度。这一政策一直延续到2019年才有所放松^①。简而言之，中国户籍制度演进过程中，尽管总体趋势在逐步放松，但这种放松具有明显的偏向于高技能人群的特征，并且在2013-2014年出台的一系列政策还进一步收紧了特大城市落户。

为了度量户籍政策的宽松程度，学者通过搜集和分析具体的落户文件，采用各种统计方法对各城市落户门槛及其变化做出数量化评估分析。其中吴开亚等（2010）分析了46个城市落户门槛的截面差异，而张吉鹏和卢冲（2019）估算了2000-2013年和2014-2016年两个时间区间内120个城市的落户门槛。由于本文目的是考察特大城市落户门槛是否在2013-2014年前后发生重要变化，因此采用了张吉鹏和卢冲（2019）的测算。这一数据基于120个城市的具体落户规定，通过投影寻踪法、熵值法、等权重法等统计方法计算出各城市的综合落户门槛指数，并给出了普通落户、高端人才落户、购房落户和投资落户的分项指数，门槛指数值越高，说明越难落户。

表1是用2014-2016年的落户门槛指数减去2000-2013年的落户门槛指数得到被解释变量“ Δ 落户门槛”， Δ 表示变化，而解释变量为特大城市哑变量。由于落户门槛指数包含不同子类，本文分别就普通就业落户门槛、高端就业落户门槛、购房落户门槛、投资落户门槛以及综合落户门槛进行分析。从表1不难看出，综合落户门槛的变

^① 2019年国务院发布《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》，要求“全面取消城区常住人口300万以下的城市落户限制，全面放宽城区常住人口300万至500万的大城市落户条件，完善城区常住人口500万以上的超大特大城市积分落户政策，精简积分项目，确保社会保险缴纳年限和居住年限分数占主要比例”。

动和普通就业落户门槛类似，无论采取哪种统计方法，特大城市的普通就业落户门槛都相对收紧了。这也表明本文随后的 DID 分析框架能够捕捉到落户难度的变化。

表 1 特大城市与落户门槛变动

	对城区人口 ≥ 500 万城市的影响		
	熵值法	投影寻踪法	等权重法
Δ 普通就业落户门槛	0.057 * (0.032)	0.280 *** (0.097)	0.037 (0.035)
Δ 高端就业落户门槛	0.077 ** (0.030)	-0.058 (0.104)	0.050 (0.036)
Δ 购房落户门槛	-0.040 (0.038)	-0.060 ** (0.025)	-0.066 *** (0.022)
Δ 投资落户门槛	0.016 (0.023)	0.035 (0.044)	0.014 (0.032)
Δ 综合落户门槛	0.036 ** (0.018)	0.180 *** (0.063)	0.018 (0.018)

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。
资料来源：根据张吉鹏和卢冲（2019）的数据计算得到。

改革开放以来，中国的特大（超大）城市一直都是人口主要流入地，其落户门槛收紧也会直接反映在人口数量的变化趋势上。图 1 描述了改革开放以来北京和上海常住人口以及常住人口中外来人口的变化情况。从中可以看出，从 1978 年以来，这两

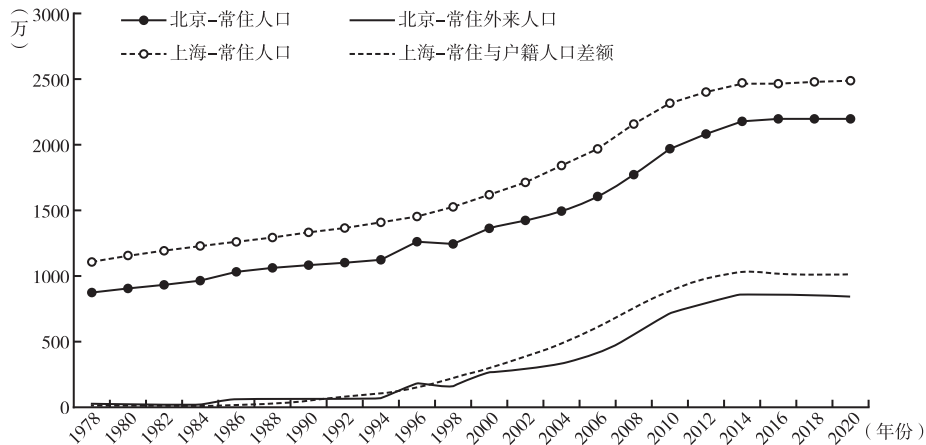


图 1 北京和上海 1978 - 2020 年常住人口及外来人口的变化情况

资料来源：根据历年《北京统计年鉴》和《上海统计年鉴》数据计算得到。

个城市的常住外来人口长期保持着快速增加的趋势。但这两个城市的常住外来人口的增长势头在 2014 年之后基本上消失，此后表现出总体持平且略有下降，并且这一趋势还在持续，这显然是与特大城市人口限制的一系列政策直接相关的。图 1 所显示的人口变动特征，也表明本文所选择的时间节点是合适的。

三 文献综述

本文探讨低技能劳动力的供给如何影响高技能女性的就业，之前有少量研究直接涉及了这一主题。Cortes & Tessada (2011) 使用美国 1980 年、1990 年和 2000 年人口普查数据研究低技能劳动力移民如何影响高技能女性的劳动供给，发现工资最高的 1/4 女性的周工作时间在这一期间增加了 20 分钟，其中至少有 4 分钟可以归因于低技能移民的增加。与此同时，她们减少了家务劳动的时间而增加了对家政服务的支出。同样使用美国人口普查数据，Cortes & Pan (2019) 发现，低技能移民增加，使得女性劳动力有更多的时间和精力加班，因而更高比例的女性进入对加班给予高额奖励的工作，女性劳动力的收入也因此得以提高。Cortes (2008) 利用美国人口普查数据，使用工具变量方法估计，发现劳动力中低技能移民的比例每上升 10%，家政服务和园艺服务的价格会下降 2%。该文认为低技能劳动力工资的降低是主要渠道。

上述研究文献正面论证了低技能劳动力对高技能（女性）的影响。本文与上述研究主要的区别在于，这些研究使用家户数据，探讨的是对高技能女性劳动供给集约边际（intensive margin）上的影响。而本文使用企业微观数据，讨论的是对高技能女性就业广延边际（extensive margin）上的影响^①。本文认为随着低技能劳动力供给的减少，高技能女性一方面固然可以减少自己的工作时长，也有可能在不减小劳动强度的同时要求更高的工资，不管是哪一种，都可能导致企业减少对女性高技能劳动力的雇用。另一个区别在于本文使用了比较明确的政策冲击来进行识别，之前研究都采用 Bartik 工具变量回归^②。相比较而言，本文的识别来源更为清晰。

另有两支文献和本文的研究相关。一支是研究人力资本外部性，即研究城市、行业高技能劳动力比例如何影响其他劳动者工资、其他企业的生产率等。本质上，

① 集约边际考虑劳动时间的变化，而广延边际只考虑就业或者不就业两种情况。

② 通过将—个全国性的随时间变化的冲击与—个地方性的不随时间变化的份额做交互作为工具变量。

本文也是探讨劳动力供给的外部性。Moretti (2004a) 估计了城市劳动力中大学生比例对各个层次劳动者工资的影响，结果发现对于高中辍学者的工资影响最大。Liu (2007) 则用 CHIP1988 和 CHIP1995 两期调查数据，估计了中国城市层面平均教育水平对个人工资的影响，发现城市层面平均教育水平每增加 1 年，个人工资会上升高达 13%。Glaeser & Lu (2018) 则使用 CHIP2002 和 CHIP2007 两期数据，利用中国 20 世纪 50 年代初高校院系搬迁中城市迁入和迁出的数量，作为城市人力资本的工具变量进行了估计，发现城市平均受教育水平每增加 1 年，月工资上升 22%。

以上研究主要基于家户调查数据，也有一些学者利用企业数据，但被解释变量多是采用企业产出。Moretti (2004b) 将美国制造业企业普查数据和人口普查数据按照城市 and 三位行业代码匹配，发现同一城市其他三位码制造业行业员工中的大学生比例会提高本制造业行业中的企业的生产率。梁文泉和陆铭 (2016) 利用 2008 年经济普查服务业企业数据，发现服务业行业内的企业之间、服务业行业之间的人力资本外部性会随城市规模的增加而加强，而来自制造业的人力资本外部性反而会随着城市规模的增加而削弱。研究将之归因于不同服务业的高技能劳动力相关但不相同，交流带来的收益超过了沟通成本。

另一支相关的文献是针对中国户籍制度的研究。显然，本文也是在讨论户籍制度的影响，只是重点研究间接效应。有文献发现放松落户门槛会增加大城市规模，提高劳动力尤其是低技能劳动力的就业概率 (陆铭等, 2012)，增加企业雇用调整的灵活度 (Wang et al., 2021)。其中，陆铭等 (2012) 使用 CHIP2002 和 CHIP2007 微观调查数据，用 1953 年城市人口数据作为当前城市规模的工具变量，估计当前城市规模对就业概率的影响，结果表明城市规模每扩大 1%，个人的就业概率提高 0.038 ~ 0.041 个百分点；同时发现较低组别劳动力受益程度明显更高。该文献指出控制大城市人口规模可能同时损害效率与公平。

Wang et al. (2021) 使用中国 1998 - 2007 年规模工业企业数据库，选择 74 个在 2007 年之前完成户籍改革的城市作为研究对象，使用渐近 DID 的方法估计了户籍制度放宽对企业雇用灵活度的影响，发现户籍制度的放宽明显改善了企业的雇用灵活度。另一些研究则发现户籍制度会阻碍社会流动 (陆益龙, 2008；孙三百等, 2012)。其中，陆益龙 (2008) 使用 CGSS2003 数据，发现较高的户口等级往往意味着较高的社会等级；而孙三百等 (2012) 使用 CGSS2006 数据，利用局部工具变量法研究个人是否迁移对代际收入弹性的影响，发现迁移者的代际收入弹性不到未迁移者的一半，这意味着自由迁移带来了更高的代际流动性。

另外一些研究则聚焦于落户门槛对流动人口的影响。其中，张吉鹏等（2020）使用 2017 年和 2019 年中国家庭金融调查数据和落户门槛指数相匹配，使用 1990 年人均粮食产量和城市户籍门槛滞后一期作为普通就业落户门槛的工具变量，发现落户门槛收紧会显著提高流动人口回流概率。魏冬霞和谌新民（2018）使用 2014 年全国流动人口动态监测数据和代表性城市落户门槛指数相匹配，发现由于高落户门槛导致的高居住成本和教育资源难以获得，落户门槛收紧会显著提高流动人口家庭儿童留守的概率。梁文泉（2018）使用 2002 年 CHIP 数据和 2005 年全国 1% 人口调查抽样数据，使用城市移民的加权平均距离作为工具变量，发现移民汇款金额每增加 1%，本地居民收入下降 0.148%；内在机制是户籍制度收紧会导致流动人口向流出地汇款增加，从而减少他们在本地的消费，进而降低了本地居民收入。

四 模型设定、数据和描述统计

（一）模型设定

本文以 2013 - 2014 年户籍制度改革作为政策冲击，讨论户籍制度改革对高技能女性劳动力就业的影响。2013 年，《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中明确表示要“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”。根据这一思路，2014 年《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》在总体上放松户籍制度约束的情形下，强调要严控城区人口 500 万以上的特大城市规模。需要指出的是，这里的“500 万以上人口的特大城市”只是一种原则性的分类标准，并不意味着人口规模 500 万构成相关政策的实施“断点”。按照 2013 年和 2014 年这两个文件，特大城市的户籍制度没有松动，而其他城市的户籍则有松动倾向。

本文根据城区人口规模，将城市区分为人口规模 500 万以上的特大城市和其他城市，前者视为“严格控制”的试验组，后者为控制组。本文采用了 2011 年至 2014 年全国创新调查企业数据库，该数据库记录了相应企业的年末信息，因此将 2014 年视为政策实施后的年份。基于这一思路，本文构造如下形式的双重差分模型：

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 treat_j + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_j * post_t + X_{ijt} \gamma + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在方程（1）中，下标 i 代表企业，下标 j 代表所在城市（地级市），下标 t 代表年份。被解释变量主要采用企业研发人员中女性的比例，在稳健性部分也采用从事研发工作的女性的对数。如果企业位于 2014 年城区人口大于 500 万人的特大城市， $treat$ 则

取 1，否则取 0；*post* 在 2014 年取为 1，否则取为 0，此外还控制了一系列企业和城市的控制变量、企业个体固定效应、年份固定效应，以减少遗漏变量偏差的影响。本文感兴趣的参数是 β_3 ，度量 2013 - 2014 年特大城市加强人口控制对企业从事研发工作的女性就业的因果性效应。

为了检验平行趋势假设，本文以如下形式的广义差分估计来观察事前的平行趋势：

$$y_{ijt} = \sum_{i=1}^3 \beta_i \text{treat}_j * \text{year}_i + X_{ijt} \gamma + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

估计方程 (2) 将事前事后拆开为不同的年份，并将年份固定效应与处理组哑变量进行交互。本文将 2013 年设为基准年份，一共估计出三个参数，如果平行趋势的假设满足，那么 2011 年和 2012 年的估计系数与 2013 年基准年份的估计系数没有显著差别，而 2014 年的估计系数则明显不同^①。

(二) 数据来源和变量介绍

本文核心数据来自 2011 - 2014 年的全国创新调查企业数据库，该数据包含了中国至少有一个科技活动人员的规模以上工业企业（后文简称为科技企业）^②，四年共有 283890 个观测值，该数据库是《工业企业科技活动统计年鉴》的基础数据^③。相对于大多数的微观住户调查数据而言，本文所采用的企业微观数据可能更有助于回答本文的研究主题。尽管微观住户调查数据试图在抽样过程中保证对总体人群的代表性，但在住户调查数据中，受过高等教育的劳动力比重尤其是受过高等教育的女性劳动力比重通常都较低，这会导致对高技能劳动力的代表性有所欠缺。此外，微观住户调查数据一般根据被访者的教育程度来定义技能特性，即通常把受过高等教育的当作高技能劳动力的代理变量，这可能会存在测量偏误。本文数据中的另一个重要优势是，直接标识了研发岗位，这在较大程度上避免了采用教育程度来代理工作岗位技能特性分类的测量偏误。

需要指出的是，本文所使用的数据期限虽然较短，但这一时间段也已经包括了政策冲击前和政策冲击发生后的不同年份，尽管政策冲击后的年份短，但还是符合 DID

① 除了间接检验平行趋势假设之外，广义双重差分还有助于研究处理效应在事后如何持续，但由于本文只有 2014 年一年的观测值，因此这个目标无法实现。

② 关于样本选择性，考虑到核心被解释变量是企业研发人员中女性比例，如果使用具有全国代表性的企业样本，那么大量的企业根本没有雇用任何研发人员，会导致本文的研究无法进行。本文主要是探讨户籍制度收紧对于企业对研发人员需求的影响，将样本范围限定在有研发活动的企业是适合的。没有研发活动的企业也可能会对政策变动做出反应，但不会体现在这个边际上。

③ 关于全国创新调查企业数据库的详细介绍参见张杰等（2020）。

的分析框架。2013 年《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中明确表示要‘合理确定大城市落户条件，严格控制特大城市人口规模’，而本文 2014 年数据是年底数据，企业有较为充分的时间对这一政策冲击做出反应。当然，这里估计出来的是政策的短期效应。一般而言，企业在长期具有更强的调整能力。这意味着，低技能劳动力减少导致高技能女性的保留工资上升，企业在长期具有更强的调整能力去替代这类女性，因而对其就业可能会产生更为不利的影响。

本文的被解释变量为企业研发人员中女性的占比。在本文设定的估计方程中，都控制了企业层面的固定效应。此外，主要的控制变量包括企业的所有制类型和企业年龄。根据数据库中样本企业的控股信息，本文构造了国有控股指标，符合该特征的赋值为 1，否则为 0^①。不同所有制类型企业的行为通常存在差异性，因此在以企业数据为基础的研究中通常都会控制这一特征。对于不同性别劳动力的雇用行为来说，既有研究表明不同所有制企业的性别雇用偏好可能存在差异（郑妍妍、李磊，2019）。通过将全国创新调查企业数据库和 2011 年至 2014 年期间的规模以上工业企业数据库合并，进一步控制了企业规模（用总资产衡量）以及资产负债率等财务指标^②。

处理组（treatment group）和对照组（control group）按照所在城区的人口规模划分。根据历年《中国城市建设统计年鉴》，可以得到相应城市城区的户籍人口和暂住人口，本文将这两种人口加总得到各个地级市相应年份的城区人口数^③。由此得到这一期间人口规模 500 万以上的城市包括：北京、天津、沈阳、上海、南京、郑州、武汉、广州、深圳、东莞、重庆和成都^④。处理组和对照组的城市划分，在这一期间总体上是稳定的，特大城市的名单基本上没有变化。

在城市层面，本文控制了可能影响企业研发人员雇用或者人口流动的相关变量。城市变量主要来自历年《中国城市统计年鉴》，包括城市 GDP（对数）、每万人在校大学生人数、每万人普通中学专任教师人数、每万人职业医生数等变量。一般来说，经

① 样本中大约有 5.7% 的企业会在不同年份改变所有制类型。

② 参考既有的研究文献（鲁晓东、连玉君，2012），本文只保留了主营业务在 2000 万元及以上并且从业人员在 8 个及以上的企业，并剔除了企业年龄大于 100 年的观测值。

③ 这一指标值与《中国城市统计年鉴》中的市区人口略有差别，但 500 万以上的城市名单没有差异。

④ 按照本文的计算方式，2013 年成都的人口数为 451.85 万城区户籍人口、17.65 万城区暂住人口，人口总数略低于 500 万；但 2014 年分别上升至 472.55 万和 28.40 万，略高于 500 万，因此本文也将成都视为处理组。

济状况和城市人力资本存量都会影响企业的研发人员雇用（梁文泉、陆铭，2015，2016），而初等教育水平以及医疗资源的丰裕程度则是影响人口流入的重要因素（夏怡然、陆铭，2015）。此外，房地产价格会影响各种不同技能的人口流动（张莉等，2017；宋弘、吴茂华，2020）。“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”给出了2010年至2015年238个城市的住宅销售价格均值（每平方米住宅价格），本文以此控制商品房价格，并根据省份CPI进行价格指数调整。

（三）描述统计

上述变量的基本描述性特征如表2所示，这里所给出的是样本企业的整体特征，以及所在城市的基本特征。本文的样本限定在有研发活动的工业企业，在全部观测值中，研发人员中女性的比例为19.07%，表明在工业企业中从事研发工作的女性比例是比较低的^①。研发人员数平均为72人，中位数也有25人，这超过了全部工业企业的研发人员雇用的平均数。企业平均年龄为11.66年，而2011-2014年规模以上工业企业数据库的平均年龄为9.63年，由此可见从事研发活动的工业企业相对可能更为成熟一些，或者存活时间更长一些。

比较没有雇用任何从事研发活动的女性的企业和至少雇用1名的企业可以发现，后者通常“企业年龄”更“老”一些（平均高出将近2年），总资产规模更大，研发人员数量规模也越高，并且国有控股企业的比例更高。从城市层面来看，后者明显地更为集中在人口规模较大的城市中，并且所在城市的每万人在校大学生数量也要更高一些，其他城市特征变量均值则较为接近。

表2 描述性统计

变量名	全部观测值		研发人员中女性的人数=0		研发人员中女性的人数>0	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量						
研发人员中女性比例(%)	19.074	17.255	—	—	23.338	16.272
企业特征						
企业年龄	11.661	9.061	10.040	6.584	12.024	9.489
ln(总资产)	11.676	1.475	11.114	1.296	11.801	1.483
资产负债比	0.543	0.333	0.567	0.349	0.538	0.329

^① 从不同年份的企业分布来看，情形也大体类似。

续表

变量名	全部观测值		研发人员中女性的人数 = 0		研发人员中女性的人数 > 0	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
ln(企业研发人员总数)	3.270	1.257	2.328	1.132	3.481	1.185
国有控股	0.074	0.262	0.026	0.159	0.085	0.279
城市特征						
ln(城区人口)	5.208	1.052	5.084	0.938	5.236	1.074
ln(GDP)	17.266	0.901	17.234	0.867	17.273	0.909
ln(房价)	8.765	0.574	8.735	0.532	8.772	0.582
每万人在校大学生	291.276	266.656	249.755	223.973	300.558	274.438
每万人医生数	28.706	14.267	28.183	13.350	28.823	14.462
每万人中学教师数	41.486	11.900	41.438	11.256	41.496	12.040
样本量	232146		42414		189732	

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

五 实证结果

(一) 平行趋势

图 2 分别计算了 2011 年至 2014 年特大城市和非特大城市企业中研发人员中女性比例的平均数。从中不难看出，尽管特大城市的企业研发人员中女性比例总是要高于非特大城市的企业研发人员中女性比例，但两者的变化趋势在 2011 - 2013 年大体是平行的。在 2014 年，特大城市的研发人员中女性平均比例出现明显下降，而非特大城市的相应指标尽管也出现下降^①，但下降要平缓得多。

(二) 基准回归结果

基准模型的回归结果可见表 3，一共包括 6 列。前 3 列控制了城市固定效应和年份固定效应，后 3 列控制了企业固定效应和年份固定效应。前后 3 列内部的差异在于第 1 列没有控制任何变量，而后 2 列则分别控制了企业特征和城市特征。企业特征包括企

^① 非特大城市的研发人员中女性比例也在 2014 年出现下降，可能是放开单独二胎政策所致。本文在机制分析部分将考虑这一因素对于本文结果的影响。

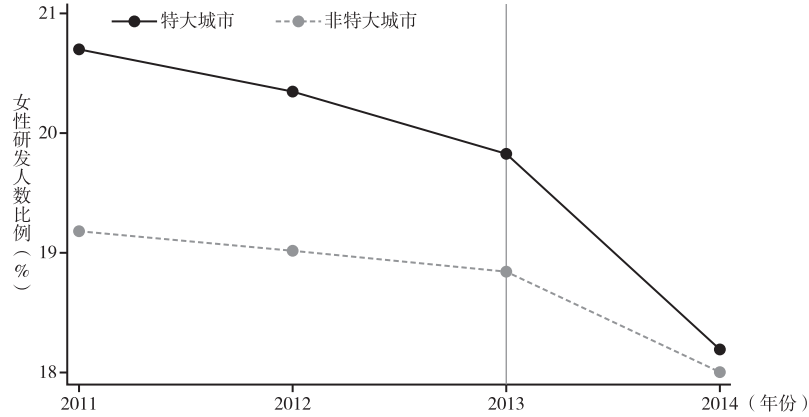


图 2 2011-2014 年特大城市与非特大城市研发人员中女性比例

资料来源：根据 2011-2014 年全国创新调查企业数据库数据计算得到。

业年龄、企业年龄的平方、企业研发人员总数的对数^①、国有控股情况，城市特征包括城市 GDP 总量的对数、每万人在校大学生、房价对数、每万人医生数和每万人中学教师数。在所有回归设定中，交互项的估计结果都为负，并至少在 5% 的显著性水平上显著，效应在 -0.779 到 -1.157 之间。按照第 (6) 列的结果可以得出结论，相较于非特大城市，特大城市的企业研发人员中女性比例在落户政策变化后下降了 0.877 个百分点。考虑到样本企业研发人员中女性占比平均也只有 19% 左右，这个估计结果的经济意义也是十分显著的。

表 3 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：研发人员中女性比例					
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-1.088 *** (0.347)	-1.014 *** (0.341)	-1.157 *** (0.318)	-0.782 ** (0.360)	-0.779 ** (0.360)	-0.877 ** (0.352)
企业年龄		0.211 *** (0.029)	0.213 *** (0.029)		0.117 ** (0.056)	0.116 ** (0.057)
企业年龄的平方		-0.002 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)

① 本文也尝试了不控制这一指标进行回归，结果变化不大。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：研发人员中女性比例					
ln (总资产)		-0.401 *** (0.131)	-0.409 *** (0.131)		0.266 ** (0.111)	0.237 ** (0.109)
资产负债率		-0.695 ** (0.322)	-0.678 ** (0.324)		-0.053 (0.144)	-0.066 (0.147)
ln (企业研发人员总数)		1.378 *** (0.189)	1.387 *** (0.188)		-0.628 *** (0.202)	-0.626 *** (0.199)
国有控股		0.853 (0.534)	0.835 (0.537)		0.385 (0.454)	0.318 (0.453)
ln (城区人口)			1.222 (0.845)			1.341 ** (0.571)
ln (城市 GDP)			2.766 (2.470)			2.293 (2.002)
每万人在校大学生数			-0.004 (0.003)			-0.002 (0.002)
ln (房价)			1.188 (0.949)			0.617 (0.733)
每万人医生数			0.027 (0.020)			0.030 (0.019)
每万人中学教师数			-0.019 * (0.010)			-0.013 * (0.007)
企业固定效应	否	否	否	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	否	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	232146	231958	230966	204701	204589	203521
R 平方	0.038	0.050	0.050	0.757	0.757	0.758

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

接下来本文将政策之前的年份分为 2011 年和 2012 年，分别与特大城市的哑变量交互，以 2013 年与特大城市哑变量的交互项为参照组，估计广义双重差分模型，结果见表 4。与作为基准的 2013 年相比，2011 年和 2012 年的特大城市和非特大城市研发人员

中女性比例的差异并不存在明显差异，这一特征并不受本文是否控制企业/城市控制变量，或者受本文控制城市固定效应还是企业固定效应影响，这表明事前平行趋势得到满足，而 2014 年的估计结果都显著为负。表 4 第 (6) 列的回归结果表明政策实施后，特大城市与非特大城市的企业研发人员中女性比例的差异相较于 2013 年会减少 0.757 个百分点，并且在 5% 的显著性水平上显著。

表 4 广义双重差分回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发人员中女性比例					
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	0.471 (0.474)	0.341 (0.454)	0.292 (0.447)	0.303 (0.360)	0.324 (0.358)	0.285 (0.351)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	0.245 (0.302)	0.193 (0.297)	0.252 (0.328)	0.161 (0.274)	0.173 (0.271)	0.223 (0.303)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-0.874 *** (0.274)	-0.854 *** (0.262)	-1.012 *** (0.271)	-0.657 ** (0.309)	-0.645 ** (0.310)	-0.757 ** (0.326)
企业特征	否	是	是	否	是	是
城市特征	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	否	否	否	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	否	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	232146	231958	230966	204701	204589	203521
R 平方	0.038	0.050	0.050	0.757	0.758	0.758

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

(三) 稳健性检验

考虑到 DID 的估计结果可能会因为被解释变量的形式而改变 (Athey & Imbens, 2006; Roth & Sant'Anna, 2021)，本文采用企业内从事研发工作的女性人数的对数和企业内从事研发工作的男性人数的对数作为被解释变量进行稳健性分析，结果见表 5。其中第 (1)、(2) 列报告了以女性的对数为被解释变量的结果，第 (3)、(4) 列则报告了以男性的对数为被解释变量的结果。

本文能观察到，户籍政策收紧明显减少了特大城市企业对从事研发工作的女性的

雇用，增加了对男性的雇用，并且大多数结果都至少在 10% 的显著性水平显著。数值上看，特大城市户籍管制相对收紧导致企业对从事研发活动的女性的雇用数量减少 6%，平均而言减少了 0.88 个从事研发活动的女性的雇用，并导致了企业对从事研发活动的男性的雇用数量增加 1.1%，平均而言增加了 0.57 个男性的雇用。而第（2）列和第（4）列广义双重差分的回归结果表明，以 2013 年作为基准，无论是女性组还是男性组，此前年份与特大城市哑变量的交互项估计系数是不显著的，这说明事前平行趋势假设得到证实。表 5 的结果表明，特大城市户籍制度相对收紧对于从事研发工作的女性雇用的绝对数量存在不利影响，这一现象具有一定的稳健性。这一结果也与本文第三节提出的由于成本上升，科技企业雇用更多的男性科技人员以代替女性的假说相一致。

表 5 以从事研发工作的女性和男性的绝对数量作为被解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(从事研发工作的女性)		ln(从事研发工作的男性)	
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-0.060* (0.032)		0.011** (0.005)	
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.028 (0.026)		-0.002 (0.005)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.022 (0.023)		-0.002 (0.004)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		-0.048* (0.028)		0.011** (0.004)
企业特征	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	203521	203521	203521	203521
R 平方	0.885	0.885	0.988	0.988

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

本文的第二个稳健性检验是关于城市规模。到目前为止，本文都是以城区人口 500 万作为标准，将城市区分为特大城市与非特大城市。从制度背景的描述可知，户籍制

度的放松与收紧，是与城市规模相关的，人口规模较小城市的户籍政策有放松倾向，而人口规模特大城市的户籍制度表现出相对收紧的特征。因此，本文进一步按城区人口规模将城市区分为 100 万以下、100 ~ 300 万、300 ~ 500 万以及 500 万以上四类情形^①。

表 6 的前 3 列是户籍制度改革与不同城市规模交互作用的 DID 估计量，分别对应于将处理组设置为 100 万以上城市、300 万以上城市和 500 万以上城市。从中可以看到，估计系数都是显著为负的，并且估计系数的绝对值随着处理组的人口规模门槛提高而递增。这意味着，户籍制度改革对研发人员中女性比例所产生的不利影响，在人口规模较大的城市中表现得更为明显。表 6 的第 (4) 列以城区人口小于 100 万作为基准组，同时放入另外三个门槛进行回归。户籍政策改革与 100 万至 300 万人口城市哑变量、300 万至 500 万人口城市哑变量的交互项系数都是不显著的，只有与 500 万以上特大城市哑变量的交互项系数显著为负，并且与第 (3) 列的估计系数较为接近。这表明尽管总趋势是城区人口越多的城市户籍制度收得越紧，但这种户籍政策收紧对于从事研发工作的女性雇用的不利影响主要由特大城市这一门槛驱动。

表 6 以不同城市规模作为解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发人员中女性比例			
2014 年哑变量 × 100 万以上城市哑变量	-0.415 * (0.242)			
2014 年哑变量 × 300 万以上城市哑变量		-0.589 * (0.322)		
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量			-0.877 ** (0.352)	
2014 年哑变量 × (100 万至 300 万) 哑变量				-0.189 (0.282)
2014 年哑变量 × (300 万至 500 万) 哑变量				-0.113 (0.367)
2014 年哑变量 × (500 万以上) 哑变量				-0.985 *** (0.363)

① 这四种类型的城市数量分别有 200 个、59 个、12 个、12 个。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发人员中女性比例			
企业特征	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	203521	203521	203521	203521
R 平方	0.758	0.758	0.758	0.758

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

(四) 异质性分析

本文接下来进行了异质性分析。表 7 给出了基于企业规模的异质性分析^①。表 7 第 (1) 至 (3) 列采用方程 (1) 的设定形式，第 (4) 至 (6) 列采用方程 (2) 的设定形式。回归结果表明，特大城市户籍政策收紧对于不同规模企业从事研发工作的女性雇用所产生的影响是有差异的，这种不利影响主要表现在小微企业。对于大型和中型企业来说，户籍政策收紧对其研发人员中女性比例并没有产生统计显著的影响，尽管相应变量的估计系数也为负。这一结果表明，小微企业的雇用行为更容易受到政策冲击的影响。一种可能的解释是，大型、中型企业始终需要大量的研发人员，而且其经营能力比较强，因此并不会因为研发人员要求涨工资而显著降低对其雇用；而小微企业本身实力有限，因此在成本增加之后，会削减对女性研发人员的雇用^②。这也意味着，从长期来看，特大城市户籍政策收紧将对小微企业的创新能力和创新发展产生负面影响。

① 本文的企业规模分组来自于 2014 年微观企业创新调查数据的单位规模变量，该变量由被调查企业填报，采用的是国家统计局的分类标准。国家统计局设定的单位规模则同时考虑了主营业务收入和从业人数，因此尽管我们数据中所有观测值都是规模以上工业企业，但很多企业雇用人数不多，依然存在小微企业，参见 http://www.stats.gov.cn/tjzs/cjwtd/201308/t20130829_74318.html。

② 另一种可能的原因是，特大城市户籍政策收紧时，落户指标的分配将更加倾向于压低小微企业的需求，而大型、中型企业也会有更多的方式去化解这种政策冲击所带来的不利影响。这意味着小微企业雇用女性去从事研发活动的制度成本在上升。

表 7 企业规模的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	研发人员中女性比例					
	大型企业	中型企业	小微企业	大型企业	中型企业	小微企业
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-0.431 (0.714)	-0.716 (0.498)	-1.024*** (0.332)			
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量				0.926** (0.440)	0.513 (0.459)	0.068 (0.411)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量				1.274** (0.524)	0.381 (0.352)	0.133 (0.341)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量				0.155 (0.694)	-0.493 (0.477)	-0.977*** (0.329)
企业特征	是	是	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	14745	45032	81703	14745	45032	81703
R 平方	0.720	0.737	0.745	0.720	0.737	0.745

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

另一个异质性分析是企业的所有制类型。表 8 根据是否国有控股将企业为两种类型。从中可以发现，特大城市户籍收紧的影响主要体现在非国有控股的企业类型中，国有控股受到政策冲击的效应不具有统计显著性。这可能是因为非国有控股企业的经营行为具有更强的利润动机，其要素需求行为对于要素价格变动更为敏感，当特大城市户籍制度改革抬高了从事研发工作的女性的市场价格和制度成本，非国有控股企业更容易以减少其雇用作为回应。

表 8 国有控股与否的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发人员中女性比例			
	国有控股	非国有控股	国有控股	非国有控股
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-0.328 (0.412)	-0.979** (0.395)		

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	研发人员中女性比例			
	国有控股	非国有控股	国有控股	非国有控股
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量			-0.065 (0.480)	0.325 (0.363)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量			0.112 (0.498)	0.238 (0.315)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量			-0.319 (0.498)	-0.850 ** (0.340)
企业特征	是	是	是	是
城市特征	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	15763	187228	15763	187228
R 平方	0.798	0.755	0.798	0.755

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

六 机制考察

(一) 影响机制：特大城市的低技能劳动力流入趋缓

在中国家庭分工中，女性通常承担了更多的家务活动，城市服务业的发展在较大程度上降低了女性的这种压力。但城市服务业通常都是由低技能劳动力提供的，一个城市低技能劳动力流入规模越大，则家政等城市服务业的价格相对较低（He & Luo, 2020）。与此相反，低技能劳动力流入越少，则服务业的价格相对更高。这对于高技能女性的家务劳动将形成替代效应。当城市中低技能劳动力流入规模较大的时候，城市服务业价格下降，从而更多的女性高技能劳动力将进入劳动力市场。值得注意的是，在特大城市的户籍制度改革中，通常强调的是如何留住高技能人才，因而所设定的各种门槛通常以阻止低技能劳动力的进入为目标（陆铭等，2012；梁文泉、陆铭，2016）。

对于特大城市户籍政策对从事研发工作的女性雇用所产生的影响，本文认为这是由于 2013 - 2014 年城市户籍制度改革阻碍了低技能劳动力的流入，导致家庭消费性服务业价格上涨，使得高技能女性进入劳动力市场的机会成本上升，因而企业中从事研发工作的女性的保留价格上升，导致企业减少其雇用。这种影响通常不会直接作用于高技能男性，因为男性所分摊的家务活动通常是较少的。

为了检验特大城市落户政策改变对不同技能流动人口的影响，本文采用 2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年的人口普查或小普查抽样数据，将 5 年前常住地不在本省、现在户籍不在本乡镇街道、来本地的原因是务工经商的 16 ~ 64 岁人群定义为流动人口，将其中完成学业并且学历为大专及以上学历的定义为高技能流动人口，将其中完成学业并且学历为初中毕业及以下的定义为低技能流动人口。用流动人口占常住人口的百分比比重作为被解释变量，估计特大城市户籍制度收紧对于不同技能劳动力的影响。估计结果如表 9 所示。回归结果表明，政策推行后，特大城市的流动人口占比较之其他城市有明显下降，而这一下降主要由低技能流动人口所驱动。这一结果在一定程度上说明特大城市落户门槛收紧的确导致了低技能流动人口的流入减缓。

表 9 不同技能流动人口的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	流动人口占比	低技能流动人口占比	高技能流动人口占比	流动人口占比	低技能流动人口占比	高技能流动人口占比
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-4.747* (2.756)	-4.117* (2.201)	0.088 (0.149)			
2000 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量				-0.572 (1.032)	0.798 (0.833)	-0.715** (0.329)
2005 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量				-1.399** (0.672)	-0.653 (0.559)	-0.340** (0.158)
2015 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量				-5.380** (2.617)	-4.132** (2.014)	-0.219 (0.161)
城市特征	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	流动人口 占比	低技能流动 人口占比	高技能流动 人口占比	流动人口 占比	低技能流动 人口占比	高技能流动 人口占比
观测值个数	987	1056	1056	987	1056	1056
R 平方	0.919	0.906	0.830	0.919	0.907	0.848

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2000 年第五次全国人口普查抽样数据、2005 年全国 1% 人口抽样调查数据、2010 年第六次全国人口普查抽样数据和 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据计算得到。

特大城市落户门槛收紧导致低技能劳动力流入减缓，其结果将是低技能劳动力供给减少、工资水平相应上升。为了检验这一效应，本文采用 2010 年至 2016 年全国流动人口动态监测调查数据，按照不同城市规模户籍制度改革和不同年份的双重差分设定，以流动人口月收入对数为被解释对象，得到表 10 的回归结果。户籍制度改革后，特大城市的低技能劳动力的月收入都有相对更为快速的增长，初中毕业及以下劳动力的月收入大约增长了 4.7% 或 5.6%，高中毕业及以下劳动力的月收入增长了大约 6.8% 或 7.8%。特别是，分年份来看，这种变化发生在户籍制度改革以后的年份，而此前年份并没有显著的变化。

表 10 户籍制度改革导致流动人口工资水平变化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被解释变量: $\ln(\text{流动人口月收入})$								
	初中毕业及以下		高中毕业及以下		初中毕业及以下		高中毕业及以下	
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	0.056 *** (0.012)		0.078 *** (0.018)		0.047 *** (0.014)		0.068 *** (0.020)	
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.014 (0.017)		0.020 (0.017)		0.015 (0.016)		0.021 (0.016)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		-0.008 (0.015)		-0.012 (0.015)		-0.008 (0.012)		-0.013 (0.012)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.035 *** (0.011)		0.052 *** (0.017)		0.030 ** (0.012)		0.047 *** (0.017)
2015 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.059 *** (0.018)		0.082 *** (0.024)		0.049 *** (0.018)		0.072 *** (0.024)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	被解释变量: ln(流动人口月收入)							
	初中毕业及以下		高中毕业及以下		初中毕业及以下		高中毕业及以下	
2016 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.076 *** (0.024)		0.100 *** (0.033)		0.065 ** (0.027)		0.089 ** (0.035)
个体特征	是	是	是	是	是	是	是	是
城市特征	否	否	否	否	是	是	是	是
观测值个数	674017	674017	737876	737876	658852	658852	721991	721991
R 平方	0.110	0.110	0.114	0.114	0.107	0.107	0.112	0.112
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注：个体特征包括性别、年龄；城市特征包括人口规模、GDP、每万人在校大学生数、每万人医生数和每万人中学教师数；括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2010 - 2016 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

表 9 和表 10 对本文的主要结果构成了一个合理的逻辑解释，即特大城市户籍制度收紧减少了低技能劳动力流入及相应的劳动供给，使得低技能劳动力价格上升，进而增加了女性高技能劳动力参与市场工作的机会成本，导致对其雇用减少。进一步地，特大城市户籍制度改革对于高技能女性雇用的影响机制，也是与基于企业规模和所有制结构的异质性分析结果相一致的。

(二) 机制排除：人口政策

与特大城市户籍收紧大致同期的一个政策是中国实行了全面的单独二孩政策，即夫妻任何一方是独生子女的可以生育两个孩子^①。这种生育政策的松动意味着女性在子女生育及养育中花费更多的时间和精力，可能直接提高雇用高技能女性的成本，并可能降低其产出效率，因而企业可能会减少对其雇用。

这里分两步来排除这一竞争性假设。如果放开单独二孩的政策对于特大城市的高技能女性更为有效，那么说明该政策前特大城市有更多高技能女性只生了最多一

^① 2013 年 11 月 17 日，卫计委表示单独二孩不设时间表，但 2014 年 1 月，浙江、安徽、江西三省率先启动，3 月至 6 月多数省份集中实施，9 月政策全面落地，参见 http://www.xinhuanet.com/politics/2015-07/11/c_128008856.htm。

个孩子^①。本文使用 2010 年第六次人口普查抽样数据，保留了其中 20~40 岁的教育程度在大专及以上学历的女性个体，然后用线性概率模型考察特大城市这一哑变量对最多生育一个孩子的概率的影响，结果见表 11。从中可以看出，特大城市的高技能女性反而有更少的概率没有生育或者只生育一个小孩。在控制了一系列个体特征和城市特征之后，特大城市的高技能女性最多只生育一个小孩的概率比非特大城市低 3 个百分点，结果在 1% 的显著性水平上显著。

表 11 至多生育过一个孩子的高技能女性在不同规模的城市中的分布

	(1)	(2)	(3)
	至多生育过一个孩子		
500 万以上城市哑变量	-0.017 * (0.010)	-0.036 *** (0.009)	-0.030 *** (0.011)
年龄		0.312 *** (0.004)	0.312 *** (0.004)
年龄的平方		-0.004 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)
城市特征	否	否	是
观测值个数	105209	105209	104558
R 平方	0.000	0.377	0.378

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。
资料来源：根据 2010 年第六次人口普查抽样数据计算得到。

接下来，本文通过在基准回归中额外控制政策前每个城市 20~40 岁高技能女性中最多只生育了一个子女的比例，将之与年份 2014 哑变量进行交互，然后进行回归。如果引入这一额外因素导致本文关心的系数不显著，那么就说明放开单独二孩的政策的确影响了科技企业对女性科技人员的雇用。如果没有影响本文的核心交互项的估计系数，那说明这一效应还不足以完全解释本文观察到的现象。从表 12 的结果可以看出，控制人口政策后的核心解释结果没有发生明显变化，而人口政策本身的估计系数均不显著，这有力地排除了这一干扰因素。

① 本文认为如果之前没有生育过，这一政策也会影响其生育决策，因为考虑到还有一个要生，就有可能提前第一个的生育时间。

表 12 控制人口政策后的估计结果

	(1)	(2)
	研发人员中女性比例	
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-0.873 ** (0.344)	
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.255 (0.353)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.211 (0.298)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		-0.771 ** (0.322)
2014 年哑变量 × 高技能女性中最多只生育一个子女的比例	0.173 (2.609)	
2011 年哑变量 × 高技能女性中最多只生育一个子女的比例		-3.285 (2.710)
2012 年哑变量 × 高技能女性中最多只生育一个子女的比例		-2.093 (1.585)
2014 年哑变量 × 高技能女性中最多只生育一个子女的比例		-1.185 (2.265)
企业特征	是	是
城市特征	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值个数	203155	203155
R 平方	0.758	0.758

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011–2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”和 2010 年第六次人口普查抽样数据计算得到。

(三) 机制排除：企业迁移

假如科技企业因为雇用成本上升迁离特大城市，来到中小城市，这时候由于这些城市中符合要求的女性较少，有可能减少对其雇用。但如果这一点成立，由于本文考

察的都是企业经营所在地，那么应该看到特大城市的从事研发工作的女性雇用比例相对增加，这和本文的结果是相反的。但还有其他因素可能发挥作用，假如特大城市中一些实力较弱的科技企业选择搬走，那么剩下的就主要是规模较大的企业。同时假如这些企业本身不喜欢雇用女性，可能是因为其要求的技术水平较高，也可能是因为存在系统性歧视，那么依然有可能导致本文回归结果的出现。

因此，本文只保留从 2011 - 2014 年都在同一城市进行经营的科技企业进行回归，结果见表 13。从下表可以看出，使用 4 年连续在同一个城市经营的企业样本使观测值个数明显下降，但模型（1）和模型（2）回归结果依然与基准回归符号相同，绝对值略有下降，显著性也有所减弱，但依然比较相近。这说明，由于企业迁移导致的选择偏误不足以推翻本文的主要结论。

表 13 平衡面板的估计结果

	(1)	(2)
	研发人员中女性比例	
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量	-0.766 ** (0.368)	
2011 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.345 (0.386)
2012 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		0.368 (0.317)
2014 年哑变量 × 500 万以上城市哑变量		-0.561 * (0.308)
企业特征	是	是
城市特征	是	是
企业固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
观测值个数	93245	93245
R 平方	0.734	0.734

注：括号中是异方差稳健标准误，在城市层面聚类；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 2011 - 2014 年全国创新调查企业数据库、规模以上工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》和“中国房价行情网禧泰房地产大数据平台”数据计算得到。

七 结论及政策含义

本文采用全国创新调查企业数据库，发现特大城市户籍政策收紧对从事研发工作的女性就业产生了显著的负面影响。异质性分析表明，规模相对较小的企业、非国有企业可能受影响更大一些。这一现象的背后机制是，户籍政策收紧阻碍了流动人口尤其是低技能劳动力的流入，导致低技能劳动力工资上升，提高了从事研发工作的女性参与市场工作的机会成本，进而降低其就业。而单独二孩政策和企业在城市间迁移等因素对本文的结果没有实质性的影响。

本文的结果对于理解不同城市的户籍政策选择具有重要的启示意义。通过户籍政策有选择地吸引高技能劳动力流入，已经成为相当多的城市实施户籍制度改革的基本理念。这一政策构成低技能人群就业和生活选择的直接限制，不利于其福利改善，因而不公平的。本文的结果表明，这种限制也会对高技能劳动力产生不利影响，因而也是没有效率的。基于高低技能的互补性，这种“技能偏向性”的户籍政策并不一定有助于实现其吸引高技能劳动力的目标初衷。因此，户籍制度应当对全体人群保持开放性和公平性，其人为设置的选择性不利于劳动力在国内自由流动，也不利于建成统一的国内大市场。

由于本文所使用数据在政策实施后的时段只有一年，因而无法考察户籍政策变化所产生的长期效应。不过可以预期的是，如果没有其他因素的作用，特大城市收紧落户门槛的做法在长期中将会导致更多的低技能劳动力离开或减缓其流入，低技能劳动力的工资将会进一步上升，因而对从事研发工作的女性（高技能劳动力）所产生的不利影响也可能会更大一些。

参考文献：

梁文泉（2018），《不安居，则不消费：为什么排斥外来人口不利于提高本地人口的收入？》，《管理世界》第1期，第78-87页。

梁文泉、陆铭（2015），《城市人力资本的分化：探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》，《经济社会体制比较》第3期，第185-197页。

梁文泉、陆铭（2016），《后工业化时代的城市：城市规模影响服务业人力资本外部性

- 的微观证据》，《经济研究》第12期，第90-103页。
- 鲁晓东、连玉君（2012），《中国工业全要素生产率估计：1999-2007》，《经济学（季刊）》第1期，第541-558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。
- 陆益龙（2008），《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》第1期，第149-162页。
- 宋弘、吴茂华（2020），《高房价是否导致了区域高技能人力资本流出？》，《金融研究》第3期，第77-95页。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰（2012），《劳动力自由迁移为何如此重要？——基于代际收入流动的视角》，《经济研究》第5期，第147-159页。
- 魏东霞、湛新民（2018），《落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究》，《经济学（季刊）》第2期，第549-578页。
- 魏后凯（2015），《中国特大城市的过度扩张及其治理策略》，《城市与环境研究》第2期，第30-35页。
- 吴开亚、张力、陈筱（2010），《户籍改革进程的障碍：基于城市落户门槛的分析》，《中国人口科学》第1期，第66-74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。
- 于巧玲、邓大胜、史慧（2018），《女性科技工作者现状分析——基于第四次全国科技工作者状况调查数据》，《今日科苑》第12期，第87-91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。
- 张杰、陈志远、吴书凤、孙文浩（2020），《对外技术引进与中国本土企业自主创新》，《经济研究》第7期，第92-105页。
- 张莉、何晶、马润泓（2017），《房价如何影响劳动力流动？》，《经济研究》第8期，第155-170页。
- 郑妍妍、李磊（2019），《外商直接投资与企业的性别雇佣偏好》，《国际商务（对外经济贸易大学学报）》，第56-70页。

- Athey, Susan & Guido Imbens (2006). Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models. *Econometrica*, 74, 431 – 497.
- Cortes, Patricia (2008). The Effect of Low-skilled Immigration on US Prices: Evidence from CPI Data. *Journal of Political Economy*, 116 (3), 381 – 422.
- Cortes, Patricia & Jessica Pan (2019). When Time Binds: Substitutes for Household Production, Returns to Working Long Hours, and the Skilled Gender Wage Gap. *Journal of Labor Economics*, 37 (2), 351 – 398.
- Cortes, Patricia & José Tessada (2011). Low-skilled Immigration and the Labor Supply of Highly Skilled Women. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3 (3), 88 – 123.
- Eeckhout, Jan, Roberto Pinheiro & Kurt Schmidheiny (2014). Spatial Sorting. *Journal of Political Economy*, 122 (3), 554 – 620.
- Glaeser, Edward & Ming Lu (2018). Human-Capital Externalities in China. *NBER Working Paper*, No. 24925.
- He, Xiaobo & Zijun Luo (2020). Does Hukou Pay? Evidence from Nanny Markets in Urban China. *China Economic Review*, 63, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101509>.
- Liu, Zhiqiang (2007). The External Returns to Education: Evidence from Chinese Cities. *Journal of Urban Economics*, 61 (3), 542 – 564.
- Moretti, Enrico (2004a). Estimating the Social Return to Higher Education: Evidence from Longitudinal and Repeated Cross-sectional Data. *Journal of Econometrics*, 121 (1 – 2), 175 – 212.
- Moretti, Entico (2004b). Workers' Education, Spillovers, and Productivity: Evidence From Plant-Level Production Functions. *The American Economic Review*, 94 (3), 656 – 690.
- Roth, Jonathan & Pedro Sant'Anna (2021). When is Parallel Trends Sensitive to Functional Form? <https://arxiv.org/abs/2010.04814>.
- 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, 1 – 20.

***Hukou* Restriction, Skill Complementation, and Employment of Highly Skilled Women**

Cao Hui¹ & Luo Chuliang²

(School of Economics, Shanghai University¹;

School of Labor and Human Resources, Renmin University of China²)

Abstract: Focusing on the tightening of urban *Hukou* in China's major cities from 2013 to 2014, this paper finds that the regulation changes do discourage the inflow of migrant workers, especially low-skilled workers, leading to wage increases for low-skilled labor. As a result, high-skilled women have to face higher opportunity costs to participate in labor market, and consequently underemployment of these women. The paper further finds that a tighter settlement policy leads to a 0.9 percentage-point decrease in women working in R&D in technology firms in major cities, compared to other cities. This effect is mainly prevalent in micro and small firms as well as non-state enterprises. In mechanism elimination analysis, this paper finds that neither the two-child birth policy nor the location change of firms accounts for the underemployment of high-skilled women. Therefore, a more open and flexible *Hukou* policy is expected to help high-skilled women gain more employment in major cities.

Keywords: skill-biased household registration policy, complementarity of high and low skills, household gender division of labor

JEL Classification: J16, O15, R11

(责任编辑:一帆)