

# 劳动力流动的“半透膜”<sup>\*</sup>

## ——城市户籍门槛对流动人口工资溢价的影响

屈小博 胡植尧

**【摘要】**“人才偏好”的户籍门槛在劳动力流动过程中形成了一张“半透膜”，即高技能劳动力可以在城市间相对自由流动，但低技能劳动力流动受阻，劳动力市场效率受户籍门槛抑制。文章将全国流动人口动态监测数据与城市户籍门槛指标匹配，发现城市户籍门槛越高，当地流动人口平均工资越高。使用1984年降水量作为户籍门槛的工具变量，在消除内生性并进行稳健性检验后，结论依然成立。异质性分析发现，户籍门槛对流动人口工资的影响仅在低人力资本群体中显著。机制分析发现，高户籍门槛增强了低人力资本流动人口离开的意愿，导致劳动力供给减少，产生工资溢价。户籍门槛通过影响劳动力流动将工资溢价保留在城市内部，一方面降低了劳动力市场运行效率，另一方面不利于共享发展成果和实现共同富裕。

**【关键词】** 户籍门槛 工资溢价 流动人口 劳动力流动 共同富裕

**【作者】** 屈小博 中国社会科学院人口与劳动经济研究所，研究员；胡植尧 中国社会科学院大学经济学院，博士研究生。

### 一、引言

随着中国经济的快速增长，不同城市间、不同群体间工资差距也在不断扩大。平衡经济增长与收入差距关系、实现共同富裕，成为理论和政策关注的焦点。习近平总书记指出，应当“在高质量发展中促进共同富裕，正确处理公平和效率的关系，构建初次分配、再分配、三次分配协调配套的基础性制度安排”（习近平，2021）。

大量文献从效率角度探究了城市间工资差异原因，发现城市规模（王建国、李实，2015；李红阳、邵敏，2017）等因素将对工资产生影响，集聚经济和选择效应是部分城市

<sup>\*</sup> 本文为国家自然科学基金专项项目“中国人口转变的独特性、经济影响及政策研究”（编号：72141310）、中国社会科学院国情调研重大项目“产业结构调整升级背景下的机器人替代战略实施状况”（编号：GQZD2020004）的阶段性成果。

高工资的原因。这些城市中劳动力生产效率更高,工资回报也相对更高,所以城市间工资存在显著差异(宁光杰,2014;张国峰、王永进,2018)。但这些研究都有一个隐含的前提假设,即劳动力边际产出等于工资,鲜有文献探究劳动力市场不完善时,城市层面的劳动力流动过程如何影响工资溢价。

户籍门槛是对中国劳动力流动影响最大的因素之一。城市公共服务主要由地方政府提供,不同城市间教育、医疗、养老等水平相差巨大,对劳动力迁移决策有重要影响(夏怡然、陆铭,2015)。这些社会福利长期与户籍绑定,虽然人口流入可以释放改革红利促进经济增长,但同时也会稀释城市内部福利(都阳等,2014;汪立鑫等,2010)。面临经济增长和本地居民人均公共福利增长的两难困境,地方政府往往选择设立户籍门槛,对流动人口进行筛选(陆万军、张彬斌,2016)。

城市户籍门槛如同一张“半透膜”<sup>①</sup>,对不同群体产生异质性影响。对于人力资本水平较高的劳动力而言,自身条件高于大多数城市的落户要求,可自由选择工作城市,城市户籍门槛对其限制较小(孙文凯,2017)。但对人力资本较低的劳动力而言,如果落户无望,难以享受当地教育、医疗等公共服务,生活各方面都受到限制,将降低前往该城市意愿(陆铭,2011),并导致劳动力回流(张吉鹏等,2020)。户籍制度相关文献主要集中在户籍制度如何影响劳动力流动,较少关注户籍门槛与流动人口工资的因果关系,也缺少对其机制的探讨。此外,由于户籍门槛受城市其他条件影响,存在较强的内生性,部分学者使用滞后变量、历史粮食产量等作为工具变量,但这些变量本身与城市生产效率有关,很难满足外生性假设。

基于此,本文主要探讨在劳动力市场不完全的情况下,户籍门槛如何通过影响劳动力流动进而影响流动人口工资。本文可能的边际贡献主要有两个方面:第一,发现并识别出户籍门槛通过减少劳动力供给影响城市流动人口工资,产生城市工资溢价的机制。第二,本文实证结果表明,城市户籍门槛阻碍了劳动力自由流动,户籍门槛每提高1个单位,城市平均工资将增加约6.8%。这种现象一方面不利于合理配置劳动力资源提升地区生产效率,另一方面也不利于全民共享发展成果。政策含义上,消除户籍门槛、减少劳动力流动限制有利于形成开放共享的发展体系,是建设国内统一的大市场、实现共同富裕的一大助力。

① 半透膜是指只容许溶液或混合物中的一些物质或离子透过,而不容许另一些物质或离子透过的薄膜,在医药、饮料、电子、电力等行业有着广泛应用。一般来说,半透膜只允许离子和小分子物质通过,而生物大分子物质不能自由通过半透膜,原因是半透膜的孔隙比离子和小分子大,但比生物大分子例如蛋白质、淀粉等小。如羊皮纸、玻璃纸等都属于半透膜。本文用“半透膜”类比城市户籍门槛,允许高人力资本群体落户,同时阻碍了低人力资本群体的自由流动。

## 二、理论分析

### （一）补偿性工资和物价差异

不同户籍门槛的城市间,城市规模、经济发展水平和公共服务等方面常常存在差异,补偿性工资可能是造成工资差异的原因,若考虑实际工资,差距将大大缩小(邓曲恒、王亚柯,2013)。一般来说,户籍门槛较高的城市经济发达、资源丰富,但同时物价水平高,生活成本高。对于同样的工作而言,只有给予更高的工资和福利才能吸引足够的劳动力。因此,一些研究文献认为,补偿性工资和高物价水平会产生城市工资溢价,如果控制了城市经济特征和公共服务,并剔除物价因素,户籍门槛造成的工资差异可能会大幅降低(宁光杰,2014)。

### （二）选择效应

如果在高户籍门槛城市工作的流动人口能力更强,高工资是其能力的合理回报,并不能说明存在工资溢价(张国峰、王永进,2018)。事实上,劳动者对工作城市的选择并非随机决定,而是根据自身禀赋特征,选择前往对自身效用最大的城市(Dahl,2002)。如果能力强的劳动力更倾向于在高户籍门槛城市工作,那么观察到的城市间工资差距可能是由于能力不同所致(Combes等,2012),而非户籍门槛造成。

### （三）集聚效应

城市存在集聚效应,即使流动人口初始条件完全相同,所在城市也会对其生产效率产生影响(魏东霞、陆铭,2021)。户籍门槛对流动人口进行了筛选,增大了城市内高人力资本群体比例。在其他条件相同时,城市中高人力资本群体密度越高,越有利于知识、信息、技术和思想的传播,人力资本正外部性越强,整体生产效率越高(Glaeser等,2018)。如果高户籍门槛城市的流动人口生产效率更高,收入也应当更高,此时工资差异是要素的合理回报。

若考虑到劳动力异质性,集聚效应对不同人群产生不同的影响。对于高人力资本的流动人口,从事研究性、创造性工作需要更多人际交流,受人力资本外部性影响较大(Grujovic,2018)。因此,随着户籍门槛升高,高人力资本的劳动力从集聚效应获得更多的生产率溢价(陆铭等,2012)。但对于人力资本较低的流动人口而言,从事重复性的工作需要的交流较少,受户籍门槛影响也应更小。

### （四）供求变化

上述3个理论解释机制均假设劳动力市场不存在制度约束和分割,劳动力工资等于其劳动生产率。但除了生产效率外,劳动力市场供求状况也会影响均衡工资水平。城市公共服务与户籍长期绑定,户籍门槛较高时,流动人口难以享受同等的城市公共服务,留在该城市的概率降低(洪俊杰、倪超军,2020;宋弘等,2022)。劳动力供给减少,均

衡工资上升,从而表现为户籍门槛越高,流动人口工资越高的现象。

由于学历是常见的城市落户要求,户籍门槛将对不同人群产生不同影响。人力资本水平较高的群体,自身条件高于户籍门槛,可以自由选择工作城市并享受当地公共服务,因此城市户籍门槛对其影响较小(梁文泉、陆铭,2015)。而对于人力资本水平较低的群体而言,难以落户意味着不能享受该城市教育、医疗和养老等资源和保障,户籍门槛越高,其离开的意愿也越大。户籍门槛增大了低人力资本劳动力离开工作城市的意愿,使劳动力供给减少,进而影响流动人口的工资。这个理论机制在实证上表现为户籍门槛对人力资本水平较低的群体影响显著为正,对人力资本水平较高的群体影响不显著。

### 三、数据说明与描述性统计

#### (一) 数据说明

本文一共使用了5个数据集。一是具有全国代表性的中国流动人口动态监测调查(以下简称CMDS)2011~2016年的数据,用于刻画劳动力个体特征。二是户籍改革与迁移研究文献中的户籍门槛指标<sup>①</sup>,作为本文核心解释变量。本文采用张吉鹏和卢冲(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。该指标首先梳理了全国、省份和城市3个层面的历年落户政策,使用投影寻踪模型,量化了2000~2016年120个有代表性的城市的户籍门槛,是目前已知构造时间最新、覆盖城市最广、构造最细致的户籍门槛指标。其数值越大代表户籍门槛越高,城市户籍门槛与流动人口工资的分布如图1所示。从图中可以看出,北京、上海、广州和深圳4个城市的户籍门槛显著高于其他城市,本文将这4个城市划分为高户籍门槛城市,其余城市中户籍门槛指数排名前50%的城市划分为中户籍门槛城市,排名后50%的城市划分为低户籍门槛城市。整体来看,经济发达城市户籍门槛普遍较高,经济落后城市户籍门槛较低,东部沿海城市户籍门槛较高,中西部城市较低,与一般看法相符。由于该指标是人为构建,存在测量误差的可能,故本文在稳健性检验部分将其替换为吴开亚等(2010)构造的指标和陆万军、张彬斌(2016)使用的代理指标,以得到稳健的结果。三是中国区域地面气象要素驱动数据集<sup>②</sup>,使用1984年样本城市的降水量数据作为工具变量。四是历年《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》,用于刻画各城市经济和公共服务情况。五是2011~2016年各城市最低工资水平,从各地政府官网整理得到,用于消除各城市间工资水平的价格差异。

① 本研究使用的数据来自于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 阳坤和何杰(2019):中国区域地面气象要素驱动数据集(1979-2018)。国家青藏高原科学数据中心, DOI: 10.11888/AtmosphericPhysics.tpe.249369.file.CSTR: 18406.11.AtmosphericPhysi--cs.tpe.249369.file.

本文对 CMDS 数据作如下处理：一是保留 16~64 岁劳动年龄人口；二是计算小时工资；三是删除户籍地来自境外的样本。最后保留了 530 908 个观测值。

(二) 描述性统计

从图 1 可以看出，户籍门槛和流动人口工资表现出显著的正相关关系。表 1 展示了样本具体的统计性信息。直观上可以看出，在高户籍门槛城市工作的流动人口平均小时工资最高，中等户籍门槛城市次之，低户籍门槛城市较低，小时工资分别为 23.25 元、15.69 元和 14.63 元。但是相关关系不能代表因果联系，如表 1 所示，在人均 GDP 等城市特征和受教育年限等劳动力特征上，高户籍门槛城市的流动人口同样具有优势。高户籍门槛城市工资更高，究竟是因为其他特征差异还是户籍门槛造成，需要使用计量经济学的方法进行实证检验。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

本文采用以下基准模型检验户籍门槛对流动人口工资的影响：

$$\ln Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times threshold_{jt} + \alpha_2 \times X_{ijt} + \varphi_i + \sigma_k + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中，下标  $i, j, k$  和  $t$  分别代表个人、城市、地区和年份； $Y$  为被解释变量流动人口小时工资。 $threshold$  为核心解释变量户籍门槛指标。 $X$

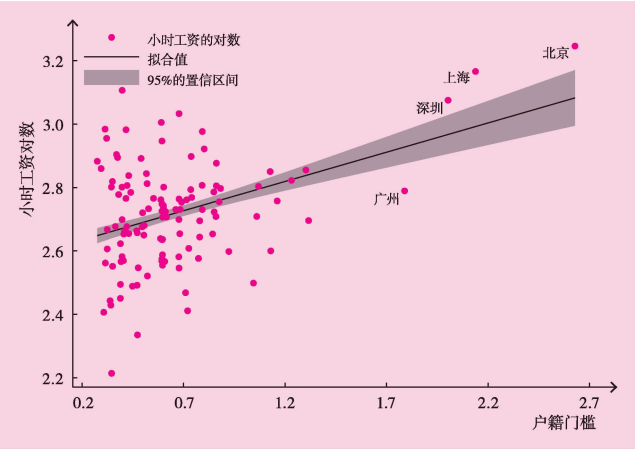


图 1 城市户籍门槛与流动人口工资的关系

资料来源：作者根据 2011~2016 年 CMDS 数据和张吉鹏、卢冲(2019)构造的户籍门槛指标计算得出。

表 1 分户籍门槛的变量描述性统计

变 量	低户籍 门槛城市	中等户籍 门槛城市	高户籍 门槛城市
户籍门槛	0.50	0.81	2.13
小时工资(元)	14.63	15.69	23.25
1984 年降水量(米)	1.00	0.97	0.89
年龄(岁)	33.48	33.23	33.22
受教育年限(年)	9.76	9.78	10.49
男性比例	0.60	0.58	0.50
城市户口比例	0.13	0.15	0.25
来本地时长(年)	4.13	4.30	5.74
城市人口的对数	5.00	5.76	7.47
人均 GDP 的对数	10.93	11.27	11.64
人口密度(万人/平方公里)	0.53	0.34	0.35
第二产业与第三产业就业之比	1.28	1.31	0.82
外资总投资比例	0.18	0.29	0.53
每万人大学生数(人)	394.82	455.38	406.88
每万人医院床位数(张)	95.72	88.78	49.05
人均绿化面积(平方米)	12.24	13.52	12.52
人均道路面积(平方米)	15.99	17.02	6.60
样本量	123769	310555	96584

资料来源：西南财经大学户籍改革与移民研究项目资料、中国流动人口动态监测调查数据、中国区域地面气象要素驱动数据集、历年《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》。

为一系列控制变量,主要包括三类:一是城市经济特征,包括城市规模、经济发展水平、就业结构、外资影响程度,分别用常住人口数、人均 GDP、第二产业就业与第三产业就业的比值及外商投资在总投资中占比表示;二是城市公共服务,包括城市拥挤程度、教育、医疗、环境和交通等条件,分别用人口密度、每万人在校大学生数、人均医院床位数、人均公园绿地面积和人均道路面积表示;三是流动人口个人特征,包括受教育年限、工作经验、工作经验的平方、性别、户籍、行业、职业、单位性质。 $\varphi$  为时间固定效应,用以控制仅随时间变化的趋势; $\sigma$  为地区固定效应,分为东、中、西和东北地区的虚拟变量; $\mu$  为随机扰动项。本文主要关注户籍门槛的回归系数  $\alpha_1$ 。

表 2 汇报了基准回归结果。模型 1 至模型 4 为控制不同解释变量的估计结果,整体上流动人口名义小时工资和户籍门槛呈正相关关系,且均在 1%的水平上显著,表明所在城市户籍门槛越高,流动人口的工资越高。模型 1 回归结果表明,户籍门槛每升高 1 个单位,流动人口的小时工资上升 20.2%。模型 2 和模型 3 是逐步控制城市控制变量和个人基本特征的结果,户籍门槛对流动人口工资的系数逐步减小,从 0.140 下降到 0.086。模型 4 使用物价对最低工资平减,结果表明消除物价影响后,户籍门槛的影响系数大幅减小至 0.048,但仍在 1%的水平上显著。因此,有理由认为流动人口所在城市户籍门槛越高,城市平均工资越高,从而城市工资溢价存在。

(二) 内生性处理

1. 半参数估计

能力差异也可能造成流动人口工资水平的差异。在其他条件相同的情况下,能力强的个体更可能前往户籍门槛更高的城市(黄静、祝梦迪,2021)。因此,户籍门槛和工资正相关,可能是能力的正常回报,而非户籍门槛的影响。针对个人层面不可观测的能力造成的自选择问题,本文使用 Dahl(2002)提出的半参数估计方法进行矫正,估计方程为:

$$\ln Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \times threshold_{jt} + \alpha_2 \times X_{ijt} + \psi(p_{ij}) + \varphi_t + \sigma_k + \mu_{ijt} \quad (2)$$

式(2)在式(1)的基础上加入了城市选择偏差项  $\psi(p_{ij})$ ,以解决流动人口的多元选择问题。 $p_{ij}$  为个体  $i$  所在特征组中劳动力迁往城市  $j$  的概率<sup>①</sup>, $\psi(\cdot)$  为迁移概率  $p_{ij}$  的非参数函数,并根据 Dahl(2002)的思路将函数对  $p_{ij}$  进行二次项展开。

表 3 模型 5 汇报了半参数估计结果。迁移概率平方的系数在 1%的水平上显著,说明存在自选择效应。但是相较于未考虑选择效应的结果,考虑选择效应后户籍门槛的系数大小仅变化了 0.008,相对于 15.14 元的平均小时工资而言,仅有 0.136 元差异。这说

① 借鉴邢春冰等(2013)和呼倩等(2021)的方法,根据流动人口年龄是否在 30 岁以上划分为高低两个组别,按受教育程度不同划分为高(大专及以上)、中(高中和中专)和低(初中及以下)三个组别,来源省份划分为 31 个组别,最终把整体样本划分为 186 个特征组。

表 2 基准回归结果

	模型 1(名义工资)	模型 2(名义工资)	模型 3(名义工资)	模型 4(实际工资)
户籍门槛	0.202*** (0.002)	0.140*** (0.003)	0.086*** (0.002)	0.048*** (0.003)
城市人口的对数		0.047*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.058*** (0.004)
人均 GDP 对数		0.047*** (0.002)	0.042*** (0.002)	0.041*** (0.002)
产业结构		-0.014*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.015*** (0.001)
外资占比		-0.039 (0.058)	-0.016 (0.060)	-0.072 (0.053)
人口密度		0.055*** (0.004)	0.031*** (0.005)	0.070*** (0.005)
大学生数量		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)
医院床位数		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)
人均道路面积		0.004*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)
绿地面积		-0.007*** (0.000)	-0.007*** (0.000)	-0.001** (0.000)
受教育年限			0.047*** (0.001)	0.053*** (0.001)
工作经验			0.016*** (0.001)	0.019*** (0.001)
工作经验的平方			-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
性别			0.164*** (0.002)	0.172*** (0.002)
户口			0.153*** (0.004)	0.163*** (0.004)
是否已婚			0.071*** (0.003)	0.063*** (0.003)
来城市时间			0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
体制内虚拟变量			-0.021*** (0.005)	-0.009* (0.005)
2012 年虚拟变量	0.092*** (0.004)	0.089*** (0.004)	0.108*** (0.004)	0.061*** (0.004)
2013 年虚拟变量	0.186*** (0.004)	0.167*** (0.004)	0.202*** (0.004)	0.044*** (0.004)
2014 年虚拟变量	0.259*** (0.004)	0.279*** (0.004)	0.348*** (0.005)	0.108*** (0.005)
2015 年虚拟变量	0.482*** (0.004)	0.504*** (0.005)	0.570*** (0.006)	0.231*** (0.006)
2016 年虚拟变量	0.456*** (0.005)	0.459*** (0.005)	0.513*** (0.006)	0.156*** (0.006)
中部虚拟变量	-0.029*** (0.003)	-0.014*** (0.004)	-0.094*** (0.004)	-0.051*** (0.004)
西部虚拟变量	-0.059*** (0.003)	-0.032*** (0.003)	-0.099*** (0.003)	-0.036*** (0.003)
东北虚拟变量	0.012*** (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.053*** (0.004)	-0.105*** (0.004)
样本量	530908	529706	468338	468338
R <sup>2</sup>	0.142	0.147	0.321	0.215

注：括号内为稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。模型 3 和模型 4 控制了行业和职业特征变量，模型 1 和模型 2 未控制。城市经济特征包括城市常住人口对数、人均 GDP 对数、第二产业就业人数与第三产业就业人数之比、外资占总投资比例、每万人大学生数量、每万人医院床位数、人均绿地面积、人均道路面积；个人特征包括受教育年限、工作经验、工作经验的平方、性别、是否为城市户口、来本地时间、职业、行业和企业类型。下同，不再赘述。

明，虽然自选择效应在统计上显著，但控制了众多控制变量后，经济意义上对工资影响并不大，这一结果与呼倩等(2021)及陈飞和苏章杰(2021)的结果相似。

## 2. 两阶段最小二乘法估计

需要指出的是，虽然本文控制了城市和个人相关特征变量，但是城市层面的遗漏变

表 3 消除内生性估计结果

	模型 5	模型 6(2SLS)		模型 7(2SLS)	
	(半参数估计)	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
户籍门槛	0.056*** (0.003)		0.202*** (0.005)		0.068*** (0.010)
IV(1984 年降水量)		-0.471*** (0.003)		-0.300*** (0.002)	
迁移概率	0.024 (0.028)			0.650*** (0.011)	-0.019 (0.032)
迁移概率平方	0.180*** (0.040)			-2.783*** (0.023)	0.248*** (0.062)
第一阶段 F 值		23544.77		26189.22	
样本量	468338	526179	526179	463947	463947
R <sup>2</sup>	0.215	0.109	0.142	0.818	0.216

量导致的内生性问题依然存在。因此,本文在式(2)的基础上将 1984 年各城市降水量作为工具变量,对户籍门槛这一内生变量进行处理,并将 2SLS 结果与基准回归结果进行对比。

有效的工具变量需要满足相关性和外生性两个条件,本文选取的工具变量同时满足这两个要求。首先是相关性,即 1984 年降水量与现在户籍门槛相关<sup>①</sup>。1984 年《国务院关于农民进入集镇落户问题的通知》(下文简称为《通知》)出台<sup>②</sup>,较早在政策层面允许城乡间人口流动。《通知》中具有时代特色的一点是,进城农民工需要自带粮食,并办理《自理口粮户口簿》。因为在农业生产水平有限的时期,粮食产量曾经是影响居民温饱的决定性因素,也是制约城市人口扩张的瓶颈,影响着当时的城市户籍门槛(蔡昉等, 2001)。并且,《通知》中提到“大城市郊区的集镇,如何解决农民到集镇落户问题,由省、自治区、直辖市人民政府自行决定”,赋予了地方政府根据自身情况调整户口配额的权力。而政府政策具有很强的路径依赖,之前政策情况将对现在户籍门槛产生影响(汪立鑫等, 2010)。如图 2a 所示,1984 年人均粮食产量与现在户籍门槛存在负相关关系。另一方面,降水量是决定粮食作物生长和粮食产量的基本因素,人均粮食产量很大程度将受当年降水量影响(竺可桢, 1973)。如图 2b 所示,1984 年降水量越高,人均粮食产量越大。因此,通过人均粮食产量的传导路径,降水量将对现在户籍门槛产生影响,如图 2c 所示。综上,1984 年城市降水量将影响 1984 年该城市人均粮食产量,进而影响 1984 年户籍政策,1984 年的城市户籍政策松紧程度又会影响现在的户籍门槛。工具变量和内

① 本文的工具变量选取与 Acemoglu 等(2001)使用殖民地死亡率作为国家制度的工具变量思路相似。Acemoglu 等(2001)认为,殖民地死亡率将影响殖民者是否在此定居,进而影响到该地早期制度,制度具有刚性,早期制度将影响到现在制度,最终影响到现在的经济表现。对于本文而言,1984 年的降水量会对 1984 年当地人均粮食产量产生影响,而 1984 年人均粮食产量会影响到 1984 年户籍政策,当时户籍政策又将影响现在的城市户籍制度,从而户籍门槛最终通过该路径影响到流动人口工资。

② [http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-10/20/content\\_5122291.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-10/20/content_5122291.htm).

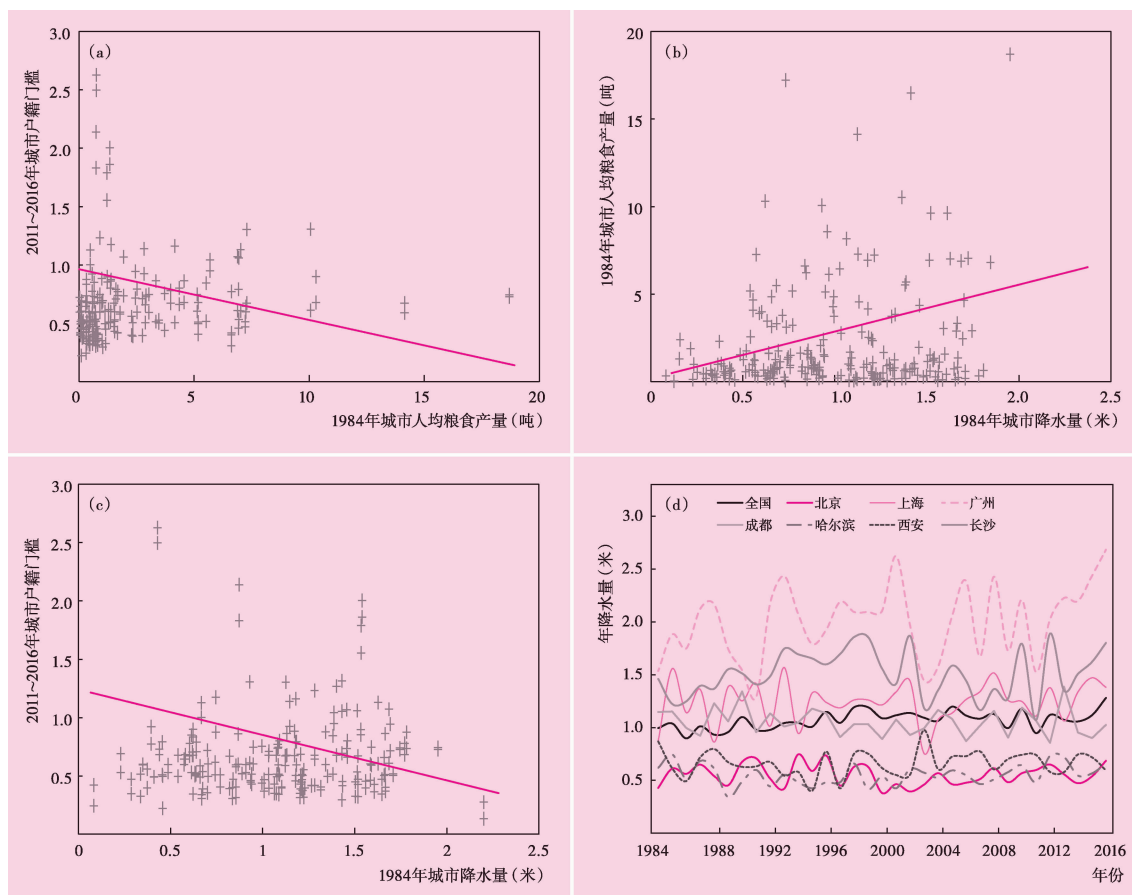


图2 1984年降水量、1984年人均粮食产量、户籍门槛关系与历年降水量

生变量之间存在相关性。其次是工具变量的外生性,即1984年城市降水量和潜在的遗漏变量无关。中国季风气候显著,是世界上季风气候最典型的地区,降水也主要受季风影响,地区之间、年份之间变化极大(竺可桢,1973)。1984年降水量与现在城市经济发展及劳动者个体工资的水平无关,因此该工具变量满足外生性条件。一个潜在的担心是各地降水量与地理位置相关,可能影响劳动力市场工资。从图2d可以看出代表性城市历年降水量变化<sup>①</sup>,降水量并没有因为地理位置差异而表现出特别大的差异。并且,本文各模型均控制了地区固定效应,以剔除地理气候因素对人口流动的影响,使本文工具变量在给定其他条件时满足外生性。综上所述,1984年城市降水量可以同时满足相关性和外生性两个条件。

① 图2d选取了北京、上海、广州、成都、哈尔滨、西安和长沙七个城市,分别位于中国的华北、东部、南部、西南、东北、西北和中部。

表3模型6为仅控制时间和地区固定效应时,2SLS估计第一阶段和第二阶段回归结果,模型7为添加了所有控制变量后的结果。从表3可以看出,1984年城市降水量与现在户籍门槛呈负相关关系,在1%的水平上显著。控制了所有控制变量的情况下,1984年城市降水量每多1米,城市户籍门槛低0.471个单位,且F统计量远大于10,说明不存在弱工具变量问题,符合工具变量理论的逻辑。从表3 2SLS第二阶段估计结果可以看出,户籍门槛与流动人口工资仍存在正相关关系,且在1%的水平上显著,与预期相符。因此,在其他条件相同的情况下,流动人口所在城市的户籍门槛每提高1个单位,其小时工资提高6.8%。

(三) 稳健性检验

针对存在的测量误差、反向因果和部分城市驱动的问题,本文通过替换核心解释变量、使用城市层面滞后一期变量和分样本回归三种方式进行稳健性检验。

1. 替换户籍门槛指标

本文核心解释变量采用的是张吉鹏和卢冲(2019)根据各城市政策赋值构造的户籍门槛指标。虽然该变量是目前已知时间最新、覆盖城市最广、构造最细致的户籍门槛指标,但不同指标方法可能导致不同结果,依然存在测量误差的可能性。户籍门槛指数的选取有构造指标和代理指标两种方式,本文一方面将核心解释变量替换为吴开亚等(2010)的构造指标,另一方面参考陆万军和张彬斌(2016)的方法,使用流动人口与城市总人口之比作为代理变量,替换基准回归中的综合户籍门槛指标,进行稳健性检验。

结果如表4所示。在控制了所有的控制变量后<sup>①</sup>,无论使用名义工资还是实际工资,

表4 替换户籍门槛指标的稳健性检验

	模型 8(基础回归)		模型 9(2SLS)		模型 10(基础回归)		模型 11(2SLS)	
	名义工资	实际工资	第一阶段	第二阶段	名义工资	实际工资	第一阶段	第二阶段
户籍门槛	0.008***	0.059***		0.615***				
(构造指标)	(0.003)	(0.003)		(0.060)				
IV(1984 年			-0.058***				-0.006***	
降水量)			(0.001)				(0.001)	
户籍门槛					0.143***	0.036***		1.022***
(代理变量)					(0.007)	(0.007)		(0.331)
第一阶段 F 值			1909.52				141.66	
样本量	380881	384971	384971	384971	658601	657353	633275	633275
R <sup>2</sup>	0.237	0.242	0.903	0.166	0.303	0.197	0.625	0.132

① 由于陆万军和张彬斌(2016)使用的户籍门槛代理指标根据城市总人口计算,若在控制变量中添加城市总人口将导致完全共线性。因此参照陆万军和张彬斌(2016)的方法,控制变量中未添加城市总人口,仅控制了除城市总人口外的其他控制变量。

是否使用工具变量,两种户籍门槛指标和流动人口工资都在 1%的显著性水平上正相关,结果依然稳健。

### 2. 使用滞后一期的城市变量

由于被解释变量流动人口工资可能影响地方政府户籍政策决策,也可能影响城市人均 GDP 等城市层面变量,存在互为因果的可能性,故将所有城市层面指标替换为前一期指标进行稳健性检验,结果如表 5 所示。表 5 模型 12 和模型 13 是分别使用名义工资和实际工资作为被解释变量,添加了所有控制变量的 OLS 估计结果,模型 14 是 2SLS 第一阶段和第二阶段的结果,均在 1%的水平上显著,且系数大小与基础回归差异不大,结果依然稳健。

表 5 使用滞后一期城市层面变量的稳健性检验

	模型 12(基础回归)	模型 13	模型 14(2SLS)	
	名义工资	实际工资	第一阶段	第二阶段
户籍门槛	0.079*** (0.003)	0.068*** (0.003)		0.075*** (0.011)
IV(1984 年降水量)			-0.280*** (0.002)	
第一阶段 F 值			22012.62	
样本量	460076	460076	456016	456016
R <sup>2</sup>	0.323	0.216	0.801	0.216

### 3. 不同城市的影响

从图 1 描述性统计可以看出,北京、上海、广州和深圳 4 个一线城市户籍门槛指数远高于其他城市,是户籍改革重点,工资水平也远高于其他城市,户籍门槛与工资的正相关性是否可能仅由这四个城市驱动值得讨论。故此,本文将样本分为北上广深和其他城市两个子样本进行回归。结果如表 6 所示。无论样本来自北上广深或是其他城市,无论使用名义工资或是实际工资,无论是否使用工具变量,符号方向都未发生改变,且均在 1%水平上显著,结果依然稳健。

表 6 不同城市的稳健性检验

	除去北上广深的样本				北上广深的样本			
	基础回归		2SLS		基础回归		2SLS	
	名义工资	实际工资	第一阶段	第二阶段	名义工资	实际工资	第一阶段	第二阶段
户籍门槛	0.043***	0.072***		2.366***	0.257***	0.349***		0.474***
(就业指标)	(0.005)	(0.006)		(0.124)	(0.028)	(0.029)		(0.040)
IV(1984 年降水量)			-0.011***				-1.145***	
			(0.001)				(0.002)	
第一阶段 F 值			865.13				94.06	
样本量	382199	382199	377808	377808	83010	83010	83010	83010
R <sup>2</sup>	0.257	0.175	0.539	-0.413	0.359	0.292	0.984	0.291

五、异质性和影响机制检验

从上述分析可以发现,即使排除了城市特征差异、选择效应等一系列混淆干扰因素,并对内生性进行处理,户籍门槛与流动人口工资仍存在显著正相关关系。与城市规模和创新水平等因素不同,户籍门槛是地方政府设定,不可能自然产生对流动人口工资的溢价效应,否则所有城市不需要其他额外的任何努力,只将落户要求提高到很高的水平(例如要求博士学位),所有流动人口收入便可提升,这在逻辑上说不通。因此,有必要进一步探究户籍门槛影响流动人口工资的作用机制。

户籍门槛对流动人口工资的影响机制主要有劳动力集聚效应和劳动力供给减少两种竞争性假说,二者在不同特征的流动人口中体现出不同的现象。若集聚效应发挥主导作用,高人力资本群体从中受益更多,低人力资本流动人口受户籍门槛影响更小(陆铭等,2012)。若劳动力供给减少的机制发挥主导作用,实证上将表现为低人力资本流动人口的工资受户籍门槛影响更大,高人力资本劳动力的工资回报受户籍门槛的影响更小或不显著(张吉鹏等,2020)。

(一) 异质性分析

由于城市落户门槛学历要求大多为本科或大专,本文将受教育水平在大专及以上学历的流动人口划分为高人力资本水平流动人口,其他为低人力资本水平流动人口,分别对两组人群进行回归,以验证两种假说何者发挥了主导作用。

表7高人力资本水平和低人力资本水平流动人口第一阶段的回归结果表明,1984年城市降水量与现在户籍门槛显著负相关,在1%的水平上显著,且F值远大于10,说明在子样本中依然没有理由认为该工具变量存在弱工具变量问题。表7第二阶段的回归结果表明,户籍门槛显著提高了低学历流动人口的工资,但对高人力资本水平流动人口的影响并不显著。因此本文认为,相对于集聚效应,劳动力供给减少发挥了更主要的作用。

表7 流动人口人力资本的异质性检验

	高人力资本水平		低人力资本水平	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
户籍门槛		0.036(0.027)		0.055*** (0.011)
IV(1984年降水量)	-0.433*** (0.007)		-0.284*** (0.002)	
第一阶段F值	3652.15		4314.84	
样本量	34144	34144	429803	429803
R <sup>2</sup>	0.876	0.290	0.812	0.165

需要指出的是,与城市规模造成的集聚效应不同,户籍门槛的特点在于控制城市规模扩大,仅通过筛选流动人口来提高城市内部流动人口比例,以实现集聚效应。故本文中户籍门槛造成的集聚效应与以往研究中城市规模造成的户籍门槛是从不同角度出发,二者结果并不矛盾。本文结果说明,户籍门槛与流动人口工资的正相关关系并非高效率结果,反而是户籍门槛扭曲了劳动力市场机制,使得工资溢价留存在城市内部,造成效率损失的体现。

(二) 机制检验

为进一步检验劳动力供给减少的影响机制是否成立,本文将户籍门槛作为自变量,离开本地意愿作为因变量<sup>①</sup>,探究户籍门槛对离开本地意愿的影响,以及在不同群体中的差异,进一步检验劳动力供给减少的机制是否成立。若劳动力供给的假说成立,则该作用机制应当仅在低人力资本群体中产生作用,而在高人力资本群体中不显著。

本文使用 Logit 模型进行回归,结果如表 8 所示。根据表 8 全样本的回归结果,控制所有控制变量后,户籍门槛越高的城市,流动人口离开本地的意愿越大,且在 1%的水平上显著。分样本回归结果表明,户籍门槛增加了低人力资本水平群体离开本地的意愿,但对高人力资本群体的影响并不显著。这一结果与张吉鹏等(2020)的实证结果相近,表明户籍门槛通过影响流动人口居留意愿进而影响劳动力供给和均衡工资的机制成立。

表 8 作用机制检验

	Logit 估计		
	全样本	高人力资本	低人力资本
户籍门槛	0.136*** (0.025)	-0.011 (0.111)	0.144*** (0.026)
样本量	342599	23317	319282

六、结论与政策含义

本文使用 2011~2016 年全国流动人口动态监测数据与城市户籍门槛指标匹配,探究城市户籍门槛对流动人口小时工资的影响,发现城市户籍门槛越高,当地流动人口小时工资越高。针对潜在的内生性问题,本文使用了一系列实证策略进行处理,以探究户籍门槛与流动人口工资之间的因果关系。对于样本自选择的问题,本文使用半参数估计进行矫正;对于潜在的遗漏变量问题,本文使用 1984 年城市降水量作为户籍门槛的工具变量,进行 2SLS 估计;针对测量误差、互为因果和一线大城市驱动等问题,本文进行了 3 个稳健性检验,发现结果稳健,结论依然成立。这表明户籍门槛造成的工资溢价确

① 本文将 CMDS 中“您是否打算在本地长期居住(5 年及以上)?”问题作为离开城市意愿的代理指标,回答“否”赋值为 1,其余为 0。由于仅有 2012、2014、2015 和 2016 年调查中设计了该问题,因此仅使用这四年样本进行回归。

实存在,中国城市间的劳动力市场仍然存在分割。机制分析发现,相对于集聚效应造成的生产力差异,这种工资溢价更多是户籍门槛增大流动人口离开意愿,造成劳动力供给不足的结果。这一效应仅在低人力资本的群体中显著,而在高人力资本的群体中不显著。

社会福利体系是政府发挥分配功能、促进发展成果共享的重要途径,也是实现共同富裕的主要手段。中国城市的公共服务与户籍长期绑定,虽然制度改革在逐步推进,但许多城市户籍限制仍仅面向部分高人力资本群体放开。“人才偏好”的户籍门槛如同劳动力流动过程中的一张“半透膜”,仅允许高人力资本群体在城市间自由流动,而低人力资本流动受阻,这种户籍制度改变了当地劳动力市场结构,使工资溢价保留在城市内部。由于历史政策等原因,劳动力市场上低人力资本群体长期处于劣势地位,本应当是再分配关注的重点对象,但户籍门槛却将这部分群体筛选在城市福利体系之外,进一步扩大了城市和群体之间的差距。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:第一,减少以户籍制度为代表的劳动力流动障碍,消除户籍门槛造成的工资溢价,降低企业用工成本,减少价格信号机制的扭曲,释放改革红利。各地政府应当抛弃对流动人口“选择”的思想,让城市本地居民与高人力资本流动人口和低人力资本流动人口都能享受均等的公共服务,真正共享经济增长的成果。第二,建设“以人为本”的社会福利体系,促进社会保障随人流动。逐步建立起人口流动的普惠性社会福利体系,保障幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养与“流动的中国”融为一体。第三,完善职业培训和终生学习体系,充分发挥城市集聚效应。城市中技术密集,规模效应和正外部性强,流动人口可以通过学习效应持续积累人力资本。应当通过教育培训而非户籍门槛筛选提高城市人力资本水平,让流动人口可以“边工作,边学习”,形成全生命周期的学习体系,让更多人平等共享城市发展成果,实现共同富裕。

#### 参考文献:

1. 蔡昉等(2001):《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》,第12期。
2. 陈飞、苏章杰(2021):《城市规模的工资溢价:来源与经济机制》,《管理世界》,第1期。
3. 邓曲恒、王亚柯(2013):《农民工的工作条件与工资收入:以补偿性工资差异为视角》,《南开经济研究》,第6期。
4. 都阳等(2014):《延续中国奇迹——从户籍制度改革中收获红利》,《经济研究》,第8期。
5. 洪俊杰、倪超军(2020):《城市公共服务供给质量与农民工定居选址行为》,《中国人口科学》,第6期。
6. 呼倩等(2021):《中国产业发展的流动劳动力工资增长效应——来自流动人口动态监测的微观证据》,《管理世界》,第10期。
7. 黄静、祝梦迪(2021):《流动人口与本地劳动力高等教育回报率差异研究》,《中国人口科学》,第5期。

8. 李红阳、邵敏(2017):《城市规模、技能差异与劳动者工资收入》,《管理世界》,第8期。
9. 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。
10. 陆铭(2011):《玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化》,《南方经济》,第6期。
11. 陆铭等(2012):《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》,第10期。
12. 陆万军、张彬斌(2016):《户籍门槛、发展型政府与人口城镇化政策——基于大中城市面板数据的经验研究》,《南方经济》,第2期。
13. 宁光杰(2014):《中国大城市的工资高吗?——来自农村外出劳动力的收入证据》,《经济学(季刊)》,第3期。
14. 宋弘等(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。
15. 孙文凯(2017):《中国的户籍制度现状、改革阻力与对策》,《劳动经济研究》,第3期。
16. 汪立鑫等(2010):《中国城市政府户籍限制政策的一个解释模型:增长与民生的权衡》,《经济研究》,第11期。
17. 王建国、李实(2015):《大城市的农民工工资水平高吗?》,《管理世界》,第1期。
18. 魏东霞、陆铭(2021):《早进城的回报:农村移民的城市经历和就业表现》,《经济研究》,第12期。
19. 吴开亚等(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。
20. 习近平(2021):《扎实推动共同富裕》,《求是》,第20期。
21. 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。
22. 邢春冰等(2013):《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》,《经济研究》,第11期。
23. 张国峰、王永进(2018):《中国城市间工资差距的集聚效应与选择效应——基于“无条件分布特征—参数对应”方法的研究》,《中国工业经济》,第12期。
24. 张吉鹏等(2020):《城市落户门槛与劳动力回流》,《经济研究》,第7期。
25. 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。
26. 竺可桢(1973):《中国近五千年来气候变迁的初步研究》,《中国科学》,第2期。
27. Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A.(2001), The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*. 91(5): 1369–1401.
28. Combes P.P., Duranton G., Gobillon L., Puga D., Roux S.(2012), The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection. *Econometrica*. 80(6): 2543–2594.
29. Dahl G.B.(2002), Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. *Econometrica*. 70(6): 2367–2420.
30. Glaeser E.L., Lu M.(2018), Human-capital Externalities in China. NBER Working Paper No.24925
31. Grujovic A.(2018), Tasks, Cities and Urban Wage Premia. CEPREMAP Working Paper No.1807.

(责任编辑:蔡翼飞)