

# 我们为何“留在故乡”： 出生地城市身份租金与劳动力迁移决策\*

张 磊 邓紫琪 张川川

**内容提要：**地区之间的机会不平等不利于在全国市场范围内实现要素资源优化配置和区域协调发展。本文沿袭 Milanovic(2015)从公民身份租金视角研究机会不平等的思路,验证和估算了中国不同城市之间身份租金的存在性及大小,并进一步分析出生地城市身份租金对劳动力迁移决策的影响。研究发现,我国不同城市存在地区环境差异所导致的地区身份租金,这意味着个体出生在一个“好的”城市将获得更高的地区身份溢价,并且出生地城市身份租金对劳动力“留在故乡”工作的意愿具有显著的正向影响,这一结论在排除2015年返乡创业政策影响、变换数据库和增加控制变量以及采取工具变量法回归后依旧保持稳健。进一步分析表明,与低受教育程度者、一般劳动力及城镇劳动力相比,高受教育程度者、政府公职人员、农村劳动力受出生地城市身份租金增加的影响而“留在故乡”工作的机会比更大;随着出生地城市身份租金的增加,劳动力回流效应逐渐增强。在个体存在出生地城市身份租金的背景下,应通过对机会劣势城市给予政策性补偿,努力缩小基本公共服务差距,促进劳动力优化配置和区域平衡发展。

**关键词：**出生地城市身份租金 机会不平等 劳动力流动 人才资源 全国统一大市场

**作者简介：**张 磊,湘潭大学商学院、社会主义经济理论研究中心副教授,411105;

邓紫琪,暨南大学经济学院博士研究生,510632;

张川川(通讯作者),浙江大学经济学院长聘副教授,310058。

**中图分类号：**F061.3 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2024)11-0106-18

## 一、问题提出

当前,中国区域发展不平衡和机会不平等問題较为突出。世界银行前首席经济学家布兰科·米兰诺维奇(2019)指出,现在我们生活的世界仍然是一个“地区”因素对我们终生收入影响最大的

\* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“中国消费现代化的理论逻辑、动态趋势及政策路径研究”(24BJL004)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。张川川电子邮箱:ccz.zhang@gmail.com。

世界。尽管有不少研究分析了由地区差异产生的身份歧视、机会不平等、福利排斥等一系列效应(章元、王昊,2011;张磊等,2019),但鲜有研究关注地域差异本身可能产生的“地区身份租金”。换言之,与出生在“差的”地区(如贫穷落后城市)的人相比,一个出生在“好的”地区(如富裕发达城市)的个体,是否会拥有出生地城市的“地区身份溢价”?布兰科·米兰诺维奇(2019)从国别视角部分地回答了这一问题,他发现一个人出生在“正确的”国家(地区)将获得“公民身份溢价”(Citizenship Premium),而出生在“错误的”国家(地区)则会遭受“公民身份损失”(Citizenship Penalty)。出生地城市身份租金是一种由个体出生时该地区环境因素所决定,而非由个体特征和后天努力所能解释的出生地身份溢价(身份租金为负则称作出生地身份损失)。在城市层面,出生地城市身份租金本质上刻画的是个体出生时城市的地域性特殊优势(如生存空间环境、宏观经济环境、社会制度环境等)所形成的收入溢价,该溢价在个体出生时就已经决定。中国幅员辽阔,地区差异可能导致出生在不同城市的个体拥有不同的地区身份租金——本质上是一种机会不平等。本文探讨中国各城市身份租金的存在性及大小,并从流出地视角分析出生地城市身份租金对劳动力迁移决策的影响,这对促进区域协调的共同富裕、加快建设全国统一大市场具有重要的借鉴意义。

从个体角度来看,“身份”是根据一个人的某种属性被分配的社会类别。Akerlof和Kranton(2000)最早将身份认同引入个体效用函数,认为身份认同是对某一社会类别的自我感觉及伴随这一社会类别人群应有的行为规范,他们将由身份引起的效用增加和减少分别称作“身份溢价”(Gains in Identity)和“身份损失”(Losses in Identity)。从出生地身份引起的溢价或损失出发,布兰科·米兰诺维奇开拓性地提出了“公民身份租金”的概念(Milanovic,2015;布兰科·米兰诺维奇,2019)。公民身份租金被认为是与个人努力和特征以及偶然运气(不涉及出生)不相关,而仅由出生地环境所决定的身份溢价。各国公民因出生地差异而拥有不同的公民身份租金,构成了全球收入不平等的地区差异来源(布兰科·米兰诺维奇,2019)。

出生地城市身份租金来源于“出生地环境”这一抽象整体,本质上是一种区域间的机会不平等(布兰科·米兰诺维奇,2019)。个人成就或收入是由环境(包括社会环境和个体特征)和自由选择的努力共同决定的(Roemer,1998)。机会平等是指个人可凭借自身能力实现人生目标,且在此过程中不受出身、地位、家庭等因素制约,也没有社会制度、经济体制的限制,每个人都有大致相同的参与机会和竞争条件,即面临大致相同的环境因素(张杰、陈宗胜,2023)。尽管不同学者对“环境-努力”概念的定义及划分标准存在一定差异,但大多认为“环境”是不可控的外生变量,“努力”主要取决于可控因素。个体客观因素、家庭环境和地区社会环境是造成机会不平等的三大环境因素,其中地区社会环境与出生地城市身份租金密切相关,包括生存空间环境、宏观政策及社会制度,生存空间环境涉及自然地理、人文社会、经济等方面(张杰、陈宗胜,2023)。个体的出生地城市身份租金来源于出生地的综合性社会环境优势,但任何单一地区因素造成的溢价或损失都不能被称为“出生地城市身份租金”,因为出生地城市身份租金来源于“地区”这一抽象整体,只有综合各类地区环境因素对收入的影响,才可被称为出生地城市身份租金。

个体身份来源于其所在群体的社会性特征,因群体特征而被分配的个体身份是身份损益的基本来源。个体常见的身份类型包括户籍(地域)身份、性别身份(张川川、王靖雯,2020)、党员(政治)身份(谭远发,2015)、工会会员身份(李明、徐建炜,2014)等。其中,地域身份研究通常与户籍相关联,户籍(地域)身份租金主要表现为本地户口溢价和外地户口损失、城镇户口溢价和农村户口损失。有研究表明,地区发展差异所形成的身份歧视对劳动力市场表现具有重要影响(Shen和

Zhang, 2024)。然而,上述对各类身份损益效应的认识主要来源于个体的主观感受,或者在劳动力市场、精英选拔中的机会公平和表现,鲜有文献对各类身份租金大小进行直接测度。本文借鉴机会不平等的非参数估计方法,沿袭 Milanovic(2015)、布兰科·米兰诺维奇(2019)分析国家之间公民身份租金的思路,利用县(市、区)级数据对中国收入不平等进行地区分解,验证各城市身份租金的存在性,并基于全国1%人口抽样调查数据对城市身份租金进行测算。

与本文相关的另外一支文献是关于人口流动或劳动力就业地选择的研究。经济理性下的收入最大化是劳动力流动的主要动因,个体受教育程度(颜银根,2020)、流入地公共服务(夏怡然、陆铭,2015)、空气污染或城市宜居性(Chen等,2022;Qin和Zhu,2017)等因素也会影响劳动力就业地选择。孔高文等(2017)发现家庭积累较多的社会资本会降低毕业生前往外地就业的可能性,但平均来看“离开故乡”求职会有更高的工资水平。在人口流动背景下,劳动力的就业地选择行为受到个体特征、家庭特征、流入地特征等因素的影响,但从流出地特征视角展开的研究较少。童年曝光效用理论认为,出生地和童年成长环境对个体的代际社会流动具有长期影响(Chetty等,2016)。空间流动不同于代际社会流动,城市间的迁移流动可以弱化出生地城市对个体工资的空间固化效应(章韬等,2022)。个体无法决定出生城市与童年成长环境,但个体成年以后的迁移决策会受到出生地的影响。本文从出生地视角分析城市身份租金对劳动力迁移决策的影响,以期为促进地区协调发展和全国统一大市场建设提供经验证据。

本文主要有三个方面的贡献:第一,不同于既有的“环境-努力”研究,本文借鉴布兰科·米兰诺维奇(2019)的思路验证并测算了中国不同城市的身份租金,直观地反映出各城市居民的出生地身份溢价或损失程度,在短期内中国的地区差距难以大幅缩小的情况下,为政府制定转移支付政策以及其他补偿性优惠政策提供了依据和方向;第二,区别于从个体特征和流入地视角考察劳动力流动的文献,本文从流出地视角验证了出生地城市身份租金这一地域性特殊优势对劳动力配置的空间固化效应,为从区域协调视角促进要素市场化配置提供了直接经验证据,并对孔高文等(2017)关于毕业生为何“离开故乡”就业等研究形成有益补充;第三,与 Milanovic(2015)、布兰科·米兰诺维奇(2019)基于国别人均GDP数据的研究相比,本文的城市身份租金测算是基于全国人口抽样调查数据进行的,并在此基础上进一步分析了出生地城市身份租金对劳动力居留决策的影响,而 Milanovic(2015)并未检验地区身份租金的人口流动效应。

## 二、城市身份租金的存在性及其测算:基本事实

### (一)城市身份租金的存在性

城市身份租金来源于地区间的机会不平等。本文利用非参数测度法对中国收入不平等进行分解,观测收入不平等的城市间贡献,可在一定程度上验证各城市身份租金的存在性。

#### 1. 分解方法和数据

使用较为广泛的不平等分解方法包括两类——要素子成分分解(分项收入分解)和人口分组分解(子样本分解),前者适用于基尼系数,后者适用于广义熵(Generalized Entropy, GE)指数。由于基尼系数分解过程包含一个与组内不平等重叠的余项,无法准确分解成组内不平等和组间不平等两个部分(Milanovic, 2002),因此本文参照万广华(2009)的研究,采用GE指数形式的泰尔指数对全国收入不平等进行群组分解。考虑到要分析组间贡献变化趋势,以及测算结果可比和可信的双重约束,在微观调查平衡面板数据和样本选择无偏差条件难以满足的情况下,本文采用泰尔指数的分组数据

计算公式。计算泰尔指数时,选择的样本单元范围越大,忽略的信息就越多,结合数据可得性,本文选择县(市、区)为样本单元。按人口分组后,泰尔指数权重有群组人口占全部人口比重和群组收入占全部收入比重两种形式,本文采用以收入为权重的泰尔T指数<sup>①</sup>,且全国总收入不平等可分解为城市内不平等和城市间不平等。

有关收入和人口数据来源于2001—2020年《中国县域统计年鉴》。其中,收入变量选择城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入,全国人均可支配收入通过城乡人均可支配收入的人口加权得到,全国人口为城乡年末总人口。少量缺失值采用自回归移动平均模型进行补充。截至2019年底,全国共有2847个区县级行政单位,由于部分区县数据缺失,本文测算出全国、城镇、农村泰尔T指数的区县级行政区样本数量分别占总体的87.1%、81.9%和87.9%,覆盖面较广。受区县合并、设立等影响,2000—2019年三组数据样本量变动的极差分别为16、99和7,相对于总体样本规模来说其变动较小,故可对不同时间的泰尔T指数进行对比分析。

## 2. 分解结果:不平等的城市间贡献

本文使用泰尔T指数和区县数据对2000—2019年全国地级及以上城市及其城镇、农村的收入不平等进行测算分解(见图1)。结果表明,样本期间全国收入不平等的城市间平均贡献率为69.43%,说明地区收入差距较大,且21世纪以来全国总体的区域机会不平等程度有所提升。从各城市的城镇收入不平等组群分解结果来看,样本期间城镇收入不平等的城市间平均贡献率为79.10%,即城镇收入不平等约有4/5需由城市间差异所解释,最高年份达到85.57%;以2011年为拐点,样本期间城镇收入不平等的城市间贡献率先降后升。从各城市的农村收入不平等组群分解结果来看,样本期间农村收入不平等的城市间平均贡献率为72.22%,农村的区域机会不平等情况也较为严峻;时间趋势上以2012年为拐点,与城镇变化相反,农村收入不平等的城市间贡献率先升后降,近年来我国精准扶贫和乡村振兴战略的实施缩小了农村地区之间的发展差距。总体上,我国城镇不平等的城市间贡献率略大于农村不平等的城市间贡献率。全国总体、城镇和农村不平等的城市间贡献率均较大,且全国、城镇的区域机会不平等程度有加深的倾向。

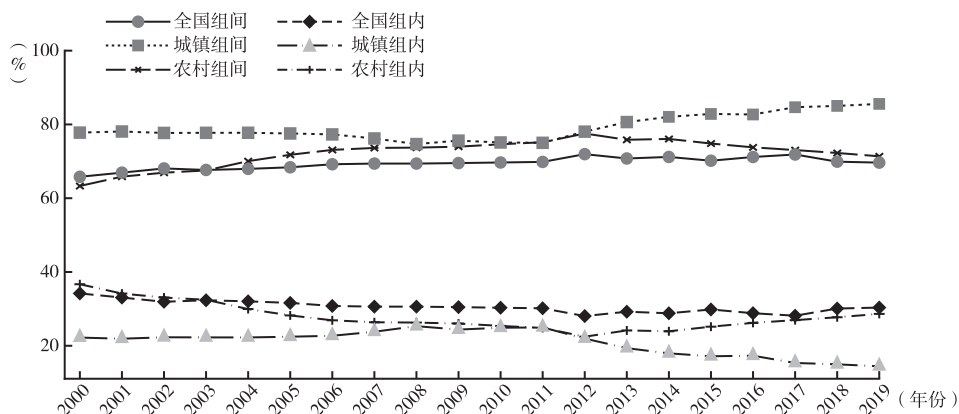


图1 城市身份租金的存在性:泰尔T指数的全国城市间贡献率变化

<sup>①</sup> GE指数包括泰尔T指数(泰尔第一指数)和泰尔L指数(泰尔第二指数)等形式,前者以收入为权重,后者以人口为权重,两者均满足零阶齐次性,即指标值不受度量单位的影响。



在地区发展不平衡且出生地构成收入影响因素的当下,城市间差异对收入不平等的贡献充分反映了城市身份租金的存在性。尽管布兰科·米兰诺维奇(2019)指出不平等的群组分解是验证地区身份租金存在性的一种较好的方式,但更为准确的城市身份租金还需要结合微观数据进行分析。因此,本文进一步利用全国1%人口抽样调查数据测算各城市身份租金。

(二)城市身份租金:基于全国1%人口抽样调查的测算

### 1. 基准模型

一般地,出生(居住)在某城市的某一个体的收入函数可表示为:

$$y_{ij} = f(X_j, Z_{ij}, e_{ij}, u_{ij}) \quad (1)$$

其中,下标*i*表示个人,*j*表示所在城市(地级及以上城市), $y_{ij}$ 为第*j*个城市第*i*个人的收入, $X_j$ 为第*j*个城市的城市特征向量, $Z_{ij}$ 为第*j*个城市第*i*个人的个体特征向量, $e_{ij}$ 为第*j*个城市第*i*个人的自身努力程度, $u_{ij}$ 是随机扰动项。 $Z_{ij}$ 与 $e_{ij}$ 之间存在相关性。例如,在教育机会公平的环境下,越努力的人往往受教育程度(个体特征)越高,且个体特征变量与个人努力均无法影响城市的宏观特征。

本文研究的目的是为收入建立一个准确的计量模型,而是测算城市层面的平均身份租金。因此,本文借鉴Milanovic(2015)考察公民身份租金的做法,建立只有城市虚拟变量的极简模型:

$$\ln y_{ij} = \beta_0 + \beta_j city_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中,下标*i*表示各城市按收入高低排序后的百分位个人,*j*表示城市, $\ln y_{ij}$ 为第*j*个城市第*i*百分位个人年收入的自然对数, $i \in (1, 100), j \in (1, 340)$ ;  $city_j$ 为城市虚拟变量,表示在第*j*个城市取值为1,否则取值为0,在测算城市身份租金时将北京作为基准组。<sup>①</sup>

由于城市身份租金测算需使用个体工作后的收入数据,因此需要排除跨城市流动样本。同时,某一个体可能向其自身评判身份租金更高的城市迁移,为排除个人对居住地的选择行为,城市身份租金测算需采用非跨市流动的人口(包含非流动人口与市内流动人口)作为观测样本。由于城市虚拟变量的系数可表示为 $\beta_j \approx \frac{\tilde{y}_j - \tilde{y}_{\text{京}}}{\tilde{y}_j}$ ,其中 $\tilde{y}_j$ 和 $\tilde{y}_{\text{京}}$ 分别表示*j*城市和北京的人均收入,故

回归系数 $\beta_j$ 的数学含义为*j*城市相对于北京人均收入的变动率,即城市层面的平均身份租金。当 $\beta_j < 0$ 时,表示*j*城市人口相对于北京人口的平均身份损失为 $|\beta_j| \times 100\%$ ,其经济含义为出生(居住)在北京将获得一个额外的收入溢价,该溢价与个人努力无关,仅仅是出生(居住)地的不同就可导致 $1 + |\beta_j|$ 倍的收入差距。 $\beta_j$ 实际上为各城市平均身份租金相较于基准组的水平,根据 $\beta_j$ 的数学表达式计算出的 $\tilde{y}_j$ 则为绝对平均身份租金。各城市平均身份租金实际上测度了个人收入受到来自出生(居住)地与个体特征、努力和运气无关的环境因素直接影响的相对大小(相对于基准组而言)。

城市身份租金是相较于该城市人口平均而言的。尽管理论上的城市身份租金是两个在智商、

<sup>①</sup> 测算城市身份租金时,一般选取潜在的地区身份溢价最高或地区身份损失最大的城市为基准组,这两种设定基准组的方式在本质上没有区别。当基准组为地区身份溢价最高的城市时,其他城市都存在相对意义上的身份损失;当基准组为地区身份损失最大的城市时,其他城市都存在相对意义上的身份溢价。

能力等方面无差异的个体分别出生在两个不同城市的收入差异,但很难说不同城市居民在出生时的智商、能力及其分布存在系统性的显著差异。由于地理知识所限,某一城市居民对外市(特别是外省地级市)包含哪些区县难以有全面了解,对人口流动(迁移)地的认知主要在城市层面(Shen和Zhang, 2024)。因此,从城市层面考察地区平均身份租金是合理的。<sup>①</sup>

## 2. 数据处理和样本说明

测算城市身份租金的数据来源于2005年全国1%人口抽样调查。该数据以全国人口为总体进行大规模抽样调查,覆盖全国340个地级及以上城市的城镇和农村地区<sup>②</sup>,与中国家庭追踪调查(CFPS)、中国家庭收入调查(CHIP)等项目相比,全国1%人口抽样调查数据覆盖全国所有地级及以上城市,更适合于城市身份租金测算,有助于更全面地了解不同城市的身份租金水平。

在测算城市身份租金之前,需要对跨市流动人口进行识别和剔除。流动人口是根据劳动力的户口所在地与居住地是否一致进行界定的,如果户口所在地和居住地分别在不同的城市,则为跨市流动人口。非跨市流动人口既包括非流动人口又包括同一城市内的人户分离人口。城市身份租金测算的理想状态是劳动力不发生流动,那么获得收入的工作所在地就是一个与出生相关的随机事件,各城市的劳动力样本就是随机样本,在此情况下,个人与生俱来的特征不会影响宏观的城市身份租金,并且各城市劳动力的天赋和努力分布不存在系统性显著差异,从而不会对城市身份租金产生影响。但由于劳动力自由流动,若城市样本中包括跨市流动人口,特别是人才往往会流入发展较好的城市,则发达城市的身份租金会被高估。因此,为避免这部分人对工作所在地的选择行为,需要剔除城市中的外来人口,仅用本地人口测算城市身份租金。但这种做法仍可能存在样本选择问题,破坏“各城市劳动力的天赋和努力分布不存在系统性显著差异”这一基本假设。为此,一方面,我们对数据结构进行描述,以反映“剔除流动人口”这一做法对数据结构的影响不大这一事实。在134.08万总样本人口中,非跨市流动人口占比在90%以上,仅剔除了不到10%的跨市流动人口<sup>③</sup>,与2005年前后两次全国人口普查公报数据较为接近<sup>④</sup>,说明测算城市身份租金的样本规模较大。在非跨市流动人口中,城乡人口各占一半左右。另一方面,我们在极简模型中加入可以表征个体天赋及能力的受教育程度变量,以测算不考虑地区教育水平差异的城市身份租金<sup>⑤</sup>,并将其与可能存在选择偏误的城市身份租金测算结果进行相关性分析,若两者存在强相关关系,则认为“剔除流动人口”这一做法对实际城市身份租金测算的影响不大。结果显示,两者的皮尔逊相关系数为0.949,两类城市身份租金之间存在极强的相关性,说明为避免城市身份租金被高估,在排除劳动力对工作所在地的选择行为时,采用“剔除流动人口”测算的城市身份租金较为合理。

根据国际劳动年龄界定标准,本文仅保留15~64岁适龄劳动力样本,对样本进行筛选后,本文

① 感谢匿名审稿专家从不平等分解及人口迁移角度提醒我们从城市层面考察地区平均身份租金的合理性。

② 340个地级及以上城市中包括当年333个地级及以上城市、4个直辖市(北京、天津、上海、重庆)和3个省直辖行政区,不包括港澳台地区。

③ 感谢匿名审稿专家的建议。对于个别城市,如北京、上海等,外来人口占比可能会高很多。因此,本文分别计算了各个城市中跨市流动人口的占比。结果显示,61.2%的城市中跨市流动人口占比低于10%,89.1%的城市中跨市流动人口占比低于20%,说明流动人口对绝大部分城市的影响较小。

④ 2000年非跨市流动人口占总人口的比重为90.65%,2010年这部分人口占比为83.47%。

⑤ 由于各城市教育水平本身存在差异,且被认为是城市身份租金的来源之一,在这种做法下测得的“城市身份租金”不能完全反映实际城市身份租金。

拥有全国所有地级及以上城市的劳动力收入数据。为便于分收入阶层进行考察,还需将各城市的个体收入数据归并至相应的百分位收入分布中,即对各城市的个体收入进行排序,取其百分位收入点,将各城市观测对象分为与100个收入分位点相对应的群体。本质上可将每个百分位理解为收入阶层,收入阶层从1到100,其中100表示最富裕阶层(Milanovic, 2015)。

### 3. 回归测算结果

本文利用340个地级及以上城市数据对方程(2)进行回归。基于全样本的关键回归系数 $\beta_j$ 是各城市相对于北京的平均身份租金,本文测算了全国各行政中心和广东各城市的相对身份租金和绝对身份租金,结果见图2。<sup>①</sup>城市平均身份租金意味着该城市任何收入阶层的居民相对于北京居民的溢价或损失都是相同的,但实际上不同收入阶层的城市身份租金可能存在差异。本文将收入较低20%人口和收入较高20%人口分别定义为低收入阶层和高收入阶层,将中间60%人口定义为中收入阶层,进一步对各阶层子样本进行回归,测算得出全国各行政中心按收入阶层划分的身份租金,结果见图3。

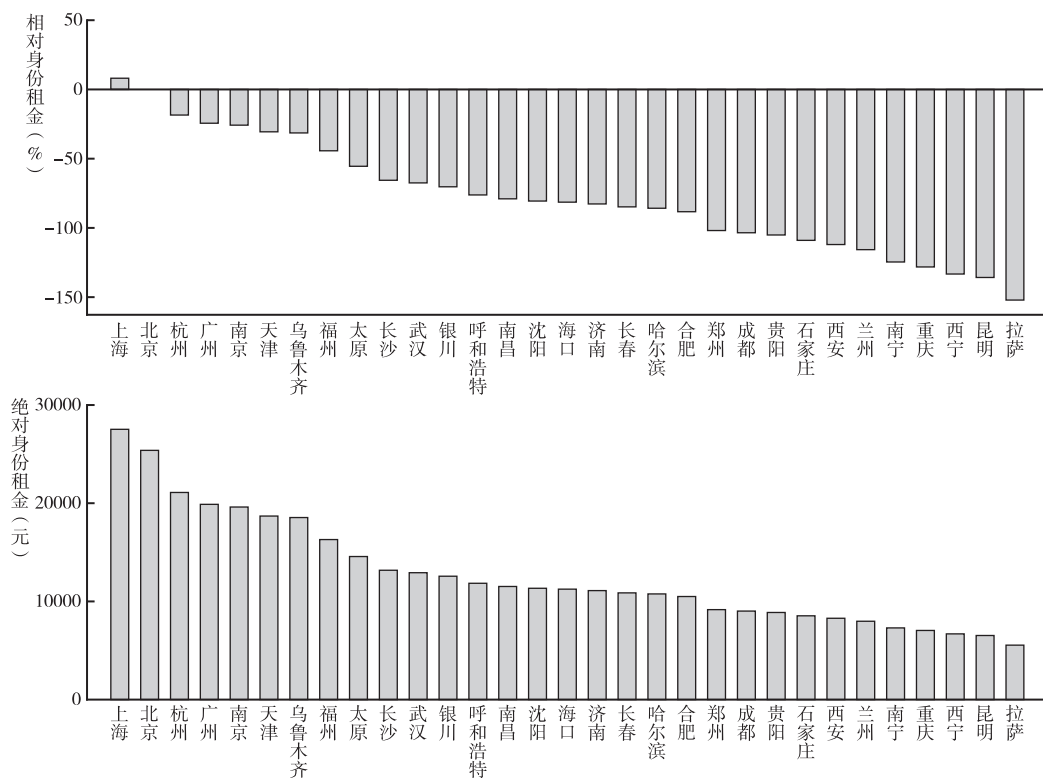


图2 2005年全国各行政中心的相对身份租金和绝对身份租金

注:以北京为基准组,故其相对身份租金为0;相对身份租金、绝对身份租金分别为回归中的 $\beta_j$ 和 $\tilde{y}_j$ ,且均在1%的水平下显著;回归采用聚类标准误。下同。

<sup>①</sup> 为便于直观理解和简洁起见,本文采用图形展示全国各行政中心的相对身份租金和绝对身份租金,其他城市结果未展示,留存备案。限于篇幅,正文也未展示广东各城市的平均身份租金以及广东各城市不同收入阶层的身份租金,留存备案。

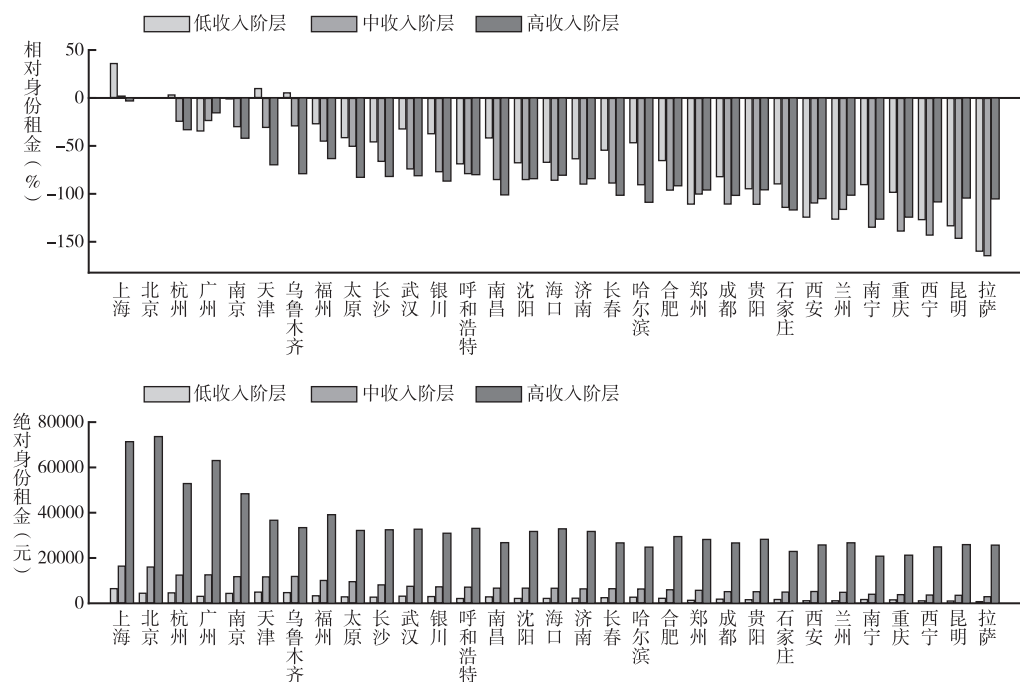


图3 2005年全国各行政中心不同收入阶层的相对身份租金和绝对身份租金

从城市平均的相对身份租金和绝对身份租金来看,各城市平均身份租金均在1%的水平下显著,由于基准组北京相对于自身的平均收入没有差异,故北京的相对身份租金为0,绝对身份租金为 $\widetilde{y}_{京}$ 。回归拟合优度反映地区因素对非跨市流动人口收入的解释力度为24%。除北京、上海、深圳、东莞的居民存在城市身份溢价外,各行政中心和广东大部分城市的相对身份租金 $\beta_1$ 为负,即这些城市的居民相对于北京居民表现为城市身份损失。第一,全国平均身份租金较高的5个行政中心分别是上海、北京、杭州、广州和南京,均来自东部或沿海地区;平均身份租金较低的5个行政中心分别是拉萨、昆明、西宁、重庆和南宁,除南宁外,均来自内陆地区。这说明形成城市身份租金的环境因素与地理位置有密切关系。在各行政中心中,排在末位的拉萨居民相对于北京居民的城市身份损失为152.1%,两个城市的绝对身份租金存在3.6倍的差距,行政中心间的差距较大。第二,从广东各城市的身份租金来看,深圳的身份租金远高于广东其他城市,其中深圳与身份租金最低的清远的绝对身份租金相差10.2倍,与其相邻的惠州的绝对身份租金相差5.4倍,这既反映出省份内部各城市间的差距较大,也说明可能存在地理环境之外的其他环境因素影响城市身份租金的形成,因为同一省份内部相邻城市的身份租金也存在较大差别。

从收入阶层来看,各城市不同收入阶层的身份租金均在1%的水平下显著,同一地区环境因素对不同收入阶层的溢价影响存在显著差异,这是城市内部机会不平等的重要来源之一。在各行政中心间,上海、北京、广州不同收入阶层的身份租金均位居前列,而拉萨、昆明、西宁中低收入阶层的身份租金较低。从同一收入阶层来看,行政中心的底层20%人口之间、中间60%人口之间、上层20%人口之间绝对身份租金的极值差距分别达到6.15倍、4.33倍、2.54倍,广东各城市这三类人群绝对身份租金的极值差距分别为11.78倍、10.69倍、7.31倍,这表明地区环境因素造成各城市同一收入阶层的身份租金差异较大,甚至在某些省份内部各城市同一收入阶层间的差距更大,共同富



裕进程中的“提低扩中”仍然任重道远。

上述结果表明,不同城市之间确实存在较大的地域性相对优势或劣势。同一城市不同收入阶层之间以及不同城市同一收入阶层,特别是底层 20% 人口之间的城市身份租金也存在较大差异。布兰科·米兰诺维奇(2019)曾提出国别之间公民身份租金的存在会引发移民的猜想,但囿于跨国流动阻力较大以及移民数据缺失而未实施验证。

### 三、出生地城市身份租金与劳动力迁移决策：微观证据

#### (一)模型构建

不同于布兰科·米兰诺维奇(2019)的猜想以及大多数从流入地视角考察人口流动的文献,本文从出生地(流出地)视角考察劳动力个体出生地城市身份租金对其迁移决策的影响,以识别地域性特殊优势对劳动力的空间绑定效应。基准模型设定为:

$$\ln \left[ \frac{P_{ij}(y_{ij} = 1)}{1 - P_{ij}(y_{ij} = 1)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \text{premium}_j + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 W_j + u_{ij} \quad (3)$$

其中,下标  $i, j$  分别表示劳动力个体及出生地城市。 $y_{ij}$  表示出生于  $j$  城市的劳动力  $i$  是否留在出生地,如果该个体选择留在出生地城市则取值为 1,否则取值为 0;  $\text{premium}_j$  为  $j$  城市的身份租金;  $X_{ij}$ 、 $W_j$  分别是影响劳动力居留决策的个体特征变量、出生地城市特征变量,  $u_{ij}$  为随机扰动项。由于劳动力流动行为往往在一个区域内部表现出同群效应,因此本文回归在城市层面进行聚类。

#### (二)变量和数据

##### 1. 被解释变量:劳动力是否留在出生地城市

被解释变量为出生于  $j$  城市的劳动力  $i$  在 2015 年是否留在该城市工作(留在出生地城市=1,离开出生地城市=0)。对该变量的界定关键在于城市识别,即判定调查年份(2015 年)劳动力的居住地城市与其出生地城市是否一致。借鉴夏怡然和陆铭(2015)的做法,本文剔除因非工作原因(如婚姻迁入、投靠亲友、寄挂户口、分配录用等)离开出生地的样本,同时剔除在校学生。

##### 2. 解释变量:出生地城市身份租金

解释变量为出生地城市  $j$  的身份租金( $\text{premium}_j$ ),用各城市 2005 年绝对身份租金的自然对数来度量。与被解释变量相比,解释变量在时间上前置于 2005 年。

##### 3. 控制变量

本文回归还控制劳动力的年龄、性别(男性=1,女性=0)、受教育年限<sup>①</sup>、婚姻状况(已婚=1,其他=0)等个体特征,以及出生地城市的地区特征。第一组变量是城市人均 GDP(取自然对数)、第三产业占比(第三产业增加值占 GDP 比重)、固定资产投资(人均固定资产投资取自然对数)等经济发展变量,人口流动是基于经济发展格局进行劳动力要素空间优化配置的一种活动;第二、第三组变量分别是社会保障和基本公共服务,已有不少文献论证了地方财政支出、公共教育、公共医疗等社会保障和基本公共服务对劳动力流动的影响(夏怡然、陆铭,2015;张磊等,2023),其中社会保障变量包括财政支出(人均财政支出取自然对数)、养老保险规模和医疗保险规模(参保人数与城市人口规

① 2015 年全国 1% 人口抽样调查问卷询问了受访者的受教育程度,为便于估计,将受教育程度转化为受教育年限,其对应关系为:未上过学=0;小学=6;初中=9;普通高中、中职=12;大学专科=15;大学本科=16;研究生=19。

模之比),基本公共服务变量包括基础教育(普通小学师生比和普通中学师生比)、基础医疗(人均医院数取自然对数);第四组变量是城市自然人文环境,考虑到劳动力会对城市环境质量“用脚投票”(Banzhaf和Walsh,2008),本文选择绿化(建成区绿化覆盖率)、影视(剧场和影剧院数)、公共图书(每百人公共图书馆藏书册数)分别反映所在城市的自然人文环境。

本文使用的2005年出生地城市身份租金数据由前文测算得到,微观个体数据来源于2015年全国1%人口抽样调查;宏观城市特征数据年份前置,来源于2014年各城市统计年鉴。需要特别说明的是,由于出生地城市身份租金测算样本为2005年15~64岁的适龄劳动力,为避免出生地城市身份租金与人口流动的内生性问题,本文将2015年用于研究劳动力迁移决策的样本年龄限制在15~24岁,以保证形成两代劳动力的关系。2015年15~24岁劳动力的出生地城市身份租金在其出生当年(2005年)或出生之前(2005年以前)就已经被决定,不会受到后期劳动力流动的影响。<sup>①</sup>

(三)基准回归结果及分析

表1汇报了出生地城市身份租金影响劳动力迁移决策的基准回归结果。第(1)列是只包含出生地城市身份租金和个体特征变量的结果,可以看出,出生地城市身份租金的系数为正,且在1%的水平下显著,初步验证了出生地城市身份租金对劳动力留居本地具有引力作用。第(2)至第(5)列依次加入基本公共服务、自然人文环境、社会保障以及经济发展变量,出生地城市身份租金的系数随之逐渐变小,但依旧显著为正,这表明城市特征变量的加入不会改变出生地城市身份租金对劳动力“留在故乡”的引力作用。第(5)列结果显示,出生地城市身份租金的系数为0.345,表明出生地城市身份租金每增加1%,劳动力留居本地的机会比将提高0.345%。这是因为身份租金越高的城市给予劳动力与其个体特征、努力及运气无关的收入溢价会更高,而高身份租金城市对原本出生在该城市的劳动力具有较强的捆绑效应,使其愿意留在出生地城市而不愿意到身份租金更低的其他城市工作。进一步地,考虑到四类城市特征变量内部各变量之间存在较强的相关性,直接放入估计模型易产生多重共线性问题,本文借鉴夏怡然和陆铭(2015)的做法,分别对四组城市特征变量进行主成分分析,各自合成一个新的变量,然后将四组城市特征的主成分变量放入回归模型,第(6)列结果依然稳健。古恒宇等(2019)基于人口回流视角的研究也从侧面印证了这一点,身份租金较高的长江三角洲、京津冀等城市群的流动人口回流意愿较高,而身份租金较低的成渝、哈长城市群的流动人口回流意愿较低。

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	加入个体特征	加入基本公共服务	加入自然人文环境	加入社会保障	加入经济发展	主成分变量
出生地城市身份租金	0.992*** (0.134)	0.971*** (0.133)	0.922*** (0.134)	0.668*** (0.163)	0.345* (0.178)	0.583*** (0.172)
年龄	-0.032*** (0.005)	-0.034*** (0.005)	-0.034*** (0.005)	-0.035*** (0.005)	-0.035*** (0.005)	-0.033*** (0.005)
性别	-0.293*** (0.020)	-0.290*** (0.020)	-0.290*** (0.020)	-0.291*** (0.020)	-0.292*** (0.020)	-0.293*** (0.020)

① 限于篇幅,正文中未报告变量的描述性统计结果,留存备案。

续表 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	加入个体特征	加入基本公共服务	加入自然人文环境	加入社会保障	加入经济发展	主成分变量
受教育年限	-0.002 (0.007)	-0.005 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.009 (0.008)
婚姻状况	0.414*** (0.038)	0.419*** (0.037)	0.421*** (0.037)	0.423*** (0.035)	0.433*** (0.035)	0.422*** (0.037)
基础教育(小学)		11.434*** (3.960)	11.413*** (3.930)	12.447*** (3.887)	14.860*** (3.776)	
基础教育(中学)		2.028 (1.614)	1.926 (1.555)	1.571 (1.515)	0.582 (1.376)	
基础医疗		0.184* (0.102)	0.174* (0.105)	0.128 (0.106)	0.133 (0.107)	
绿化			-0.005 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.005)	
影视			0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	
公共图书			0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	
财政支出				0.172 (0.134)	-0.123 (0.142)	
养老保险规模				0.130 (0.708)	-0.213 (0.484)	
医疗保险规模				0.294 (0.311)	0.377 (0.286)	
人均 GDP					0.517*** (0.136)	
第三产业占比					0.014*** (0.005)	
固定资产投资					0.069 (0.092)	
基本公共服务						0.226*** (0.074)
自然人文环境						-0.081 (0.066)
社会保障						0.021 (0.080)
经济发展						0.380*** (0.109)
样本量	92082	92082	92082	92082	92082	92082
Pseudo R <sup>2</sup>	0.027	0.033	0.033	0.036	0.043	0.039

注:括号内数据为城市聚类标准误,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。下同。

此外,劳动力迁移决策还受年龄、性别、受教育年限、婚姻状况等个体特征变量的影响。与女性、年龄较小、已婚的劳动力相比,男性、年龄较大、未婚的劳动力留居本地的可能性更大。不同性别劳动力的流动倾向存在差异(盛来运,2007),年龄较大的劳动力接受外部新信息和新生事物的能力较弱,未婚的劳动力没有繁重的家庭经济责任不必背井离乡。受教育程度对劳动力流动行为的影响不显著,这可能是由于样本年龄跨度较小,代际内的受教育状况较为相似。

(四)稳健性检验

首先,排除2015年返乡创业政策影响。2015年国家出台了有关支持农民工、大学生和退役士兵等人员返乡创业的政策<sup>①</sup>,这一外生政策可能对2015年劳动力迁移决策产生影响,使城市身份租金的系数被高估,即将劳动力受返乡政策影响而留居本地的原因归结于出生地城市身份租金。因此,本文在进行地区识别时,将调查年份劳动力的居住城市调整为前一年(2014年)的居住城市,形成新的被解释变量。估计结果如表2第(1)列所示,可以看出,出生地城市身份租金的系数依然显著为正,与基准回归结果保持一致。

表 2		稳健性检验		
变量	(1)	(2)	(3)	
	排除 2015 年返乡创业政策影响	变换数据库和增加控制变量	采取工具变量法回归	
出生地城市身份租金	0.577*** (0.168)	0.822* (0.447)	2.597* (1.483)	
劳动力个体特征	控制	控制	控制	
家庭生育子女数		0.195* (0.102)		
家庭拥有土地		0.000 (0.000)		
出生地城市特征	控制	控制	控制	
样本量	94564	3226	91936	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.037	0.510		

注:劳动力个体特征包括年龄、性别、受教育年限、婚姻状况,出生地城市特征包括主成分分析的基本公共服务、自然人文环境、社会保障和经济发展4个变量。下同。

其次,变换数据库和增加控制变量。前文回归所使用的全国1%人口抽样调查数据问项设置较为简单,导致个体控制变量较少,而家庭生育子女数和是否拥有土地也可能对劳动力居留决策产生影响。因此,本文进一步使用2014年、2016年、2018年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,在回归中进一步加入家庭生育子女数和是否拥有土地变量(拥有土地取值为1),同时控制时间固定效应,结果显示出生地城市身份租金的系数依旧显著为正。

最后,采取工具变量法回归。前文采取将出生地城市身份租金前置于2005年的做法,在一定程度上缓解了反向因果的问题。进一步地,本文选取2005年城市平均气温和市内河流总长度作为

① 《国务院办公厅关于支持农民工等人员返乡创业的意见》。

工具变量进行回归。已有文献研究了地区气候与经济表现之间的关系,如 Dell 等(2012)发现高温可通过农业生产、工业产出及政治不稳定等途径对经济增长产生负向影响,因此城市平均气温与城市身份租金存在一定的相关性;河流具有灌溉、运输功能,蕴藏着丰富的资源,是农业化、工业化和城镇化建设的重要承载空间,因此市内河流总长度与城市身份租金也存在较强的相关性。城市平均气温与市内河流总长度属于自然地理属性变量,既不受人口流动的影响,也不直接对务工就业人员的流动决策产生影响,因此这两个工具变量满足外生性假设。检验发现,工具变量通过了弱工具变量检验和过度识别检验,统计上也满足相关性和外生性条件。<sup>①</sup>工具变量回归结果显示,出生地城市身份租金的系数依旧显著为正。

四、进一步分析

(一)异质性分析

1. 受教育程度差异:人才资源的空间“绑定”

在跨地区流动过程中,不同受教育程度的人群不仅迁移成本和收益不同,他们获取和处理信息的能力也不同,因此其居留决策也有差异。本文进一步检验出生地城市身份租金对不同受教育程度的个体居留决策的影响,将高于和低于样本平均受教育年限的群体分别定义为高受教育程度者和低受教育程度者,据此生成教育虚拟变量<sup>②</sup>与出生地城市身份租金进行交互回归。表3第(1)列结果显示,出生地城市身份租金每增加1%,高受教育程度者比低受教育程度者“留在故乡”工作的机会比将多提高0.044%,这意味着出生地城市身份租金越高的城市,越容易留住或“绑定”高学历人才,形成人才集聚效应,通过人才集聚效应进一步提升地区发展优势、抬升城市身份溢价,从而形成“出生地城市身份租金高—人才集聚—城市发展优势强化—城市身份租金进一步增加”的循环,这也从侧面验证了先发地区的人才资源不会自发地向后发地区流动,为对口支援政策提供了必要依据。人力资本具有流动性,凝结在高素质人力资本中的经济绩效会随着人才流动在区域间配置,而根据身份租金较高城市对高素质劳动者的“绑定”效应,在不考虑引导干预的情况下,地区间的发展差距依旧有扩大的可能。

表 3 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	受教育程度	行业类型	城乡(CLDS数据)
出生地城市身份租金	0.560*** (0.172)	0.669*** (0.169)	0.458 (0.461)
出生地城市身份租金× 高受教育程度者	0.044*** (0.005)		
出生地城市身份租金× 政府公职人员		0.387*** (0.010)	

① 弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 统计量为 422.8,大于经验临界值 10,说明所选取的工具变量与内生解释变量强相关。过度识别检验的卡方统计量为 0.57,P 值为 0.45,说明不能拒绝工具变量外生的原假设。

② 高受教育程度者为 1,低受教育程度者为 0。



续表 3

变量	(1)	(2)	(3)
	受教育程度	行业类型	城乡 (CLDS 数据)
出生地城市身份租金× 农村户籍			0.219*** (0.029)
劳动力个体特征	控制	控制	控制
出生地城市特征	控制	控制	控制
样本量	92082	92082	3226
Pseudo R <sup>2</sup>	0.041	0.120	0.560

注:第(3)列根据 CLDS 数据库变量可得性,进一步控制家庭生育子女数、家庭拥有土地变量。

2. 行业类型差异:政府公职人员“原籍”工作

在公共部门劳动力市场,由于服务群众及对当地语言掌握的要求,国家公职人员的选拔及空间流动受到户籍和政府人事管理制度的限制(周雪光等,2018),特别是基层公职人员聘用呈现明显的“原籍”特征;而在一般劳动力市场,个人可以根据自身偏好和劳动力市场所提供的机会及收益激励变化实现空间流动。鉴于此,本文依据劳动力所处行业类型构建行业虚拟变量<sup>①</sup>,将出生地城市身份租金与是否为政府公职人员进行交互回归。表 3 第(2)列结果显示,出生地城市身份租金每增加 1%,政府公职人员比一般劳动力“留在故乡”工作的机会比将多提高 0.387%,这与周雪光等(2018)得出的“政府官员的空间流动率低”的结论类似,特别是在高身份租金城市,人们更愿意留在本地城市政府部门工作。

3. 城乡差异:农村劳动力“留在故乡”工作的意愿更强

在城乡二元结构下,伴随着城镇化的推进,城乡之间的社会经济发展差异使得城镇和农村人口的迁移行为呈现不同特点。本文根据户籍类型对劳动力样本进行分组,设置城乡虚拟变量<sup>②</sup>,将其与出生地城市身份租金进行交互回归。表 3 第(3)列结果显示,出生地城市身份租金每增加 1%,农村劳动力比城镇劳动力“留在故乡”工作的机会比将多提高 0.219%。总体上看,农村劳动力比城镇劳动力有更强的意愿留在出生地城市,特别是高身份租金城市。城乡人口流动不仅会对社会经济发展产生较大冲击,特别是农村人口减少意味着农村消费能力和购买力减弱,而且会对家庭养老功能产生较大影响(戴卫东、孔庆洋,2005),但高身份租金城市的农村人口外流和农村经济发展问题要小于低身份租金城市。

(二)出生地城市身份租金的劳动力回流效应

中国的劳动力流动是一个既有流出又有回流的过程(蔡昉,2001),这种“候鸟式”人口流动特征关系到区域协调发展、社会和谐稳定等现实问题。本文进一步对流动人口的回流意愿进行探讨。本文根据 CLDS 数据设置定居工作地和放弃出生地户口两个虚拟变量<sup>③</sup>,并将其作为被解释变量,

① 在政府部门工作为 1,在一般劳动力市场就业为 0。

② 农村户籍为 1,城镇户籍为 0。由于 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据没有户口类型变量,故城乡异质性分析使用 CLDS 数据。

③ 若未来非常可能或比较可能定居工作地,则定居工作地变量取值为 1,否则取值为 0;若未来愿意放弃出生地户口,则放弃出生地户口变量取值为 1,否则取值为 0。

同时设置市内流动变量<sup>①</sup>,将出生地城市身份租金与市内流动进行交互回归,结果如表4所示。可以看出,出生地城市身份租金每增加1%,市内流动人口选择定居工作地的机会比将提高0.119%<sup>②</sup>,选择放弃出生地户口的机会比将下降0.127%<sup>③</sup>;跨市流动人口选择定居工作地的机会比将下降0.013%,选择放弃出生地户口的机会比将下降0.070%。随着出生地城市身份租金的增加,劳动力回流效应逐渐增强。

表4 出生地城市身份租金与劳动力回流(CLDS数据)

变量	(1)	(2)
	定居工作地	放弃出生地户口
出生地城市身份租金	-0.013 (0.370)	-0.070 (0.346)
出生地城市身份租金× 市内流动	0.132*** (0.029)	-0.057** (0.023)
劳动力个体特征、 家庭生育子女数、家庭拥有土地	控制	控制
出生地城市特征	控制	控制
样本量	619	619
Pseudo R <sup>2</sup>	0.092	0.032

五、结论与启示

出生在不同城市的个体可能由于地区环境因素的差异而拥有不同的城市身份租金,这种城市身份租金由出生地环境因素或地域性特殊优势所决定,而非取决于个体特征或后天努力,本质上是一种机会不平等。本文沿袭Milanovic(2015)分析国别之间公民身份租金的思路,验证了中国各城市身份租金的存在性并对身份租金水平进行估算,进一步考察了劳动力个体的出生地城市身份租金对其迁移决策的影响。本文的主要结论如下。

第一,中国城市总体收入不平等中约有69%来自城市间贡献,生活在两个不同城市的居民个体之间存在地区差异导致的机会不平等,从而形成城市身份租金,这意味着个体出生在一个“好的”城市将获得更高的地区身份溢价。我国不同城市个体拥有的相对身份租金水平和绝对身份租金水平均呈现较大差异,即使在同一省份内部相邻的城市,身份租金也可能存在较大差别。在行政中心,上海、北京、杭州、广州和南京居民的城市身份租金较高,不同收入阶层群体所掌握的城市身份租金也具有较大差异。城市身份租金水平的高低体现了不同城市居民的地域性优势或劣势的差异,这为加大对地域性劣势城市的政策扶持力度从而缓解机会不平等提供了经验依据。

① 劳动力在市内流动取值为1,跨市流动取值为0。  
② 计算公式为:-0.013+0.132=0.119。  
③ 计算公式为:-0.070+0.057=-0.127。

第二,在控制出生地城市特征变量后,城市身份租金对劳动力“留在故乡”工作的意愿具有显著的正向影响,出生地城市身份租金每增加1%,劳动力“留在故乡”的机会比将提高0.345%。身份租金越高的城市给予劳动力与其个体特征、努力及运气无关的收入溢价会更高,高身份租金城市对原本出生在当地的劳动力具有较强的空间“绑定”效应,这一结论在排除2015年返乡创业政策影响、变换数据库和增加控制变量以及采取工具变量法回归后依旧保持稳健。

第三,进一步分析表明,与低受教育程度者、一般劳动力及城镇劳动力相比,高受教育程度者、政府公职人员、农村劳动力受出生地城市身份租金增加的影响而“留在故乡”工作的机会比更大;随着出生地城市身份租金的增加,劳动力回流效应逐渐增强。

地域性差异会造成城市之间个体的机会不平等,政府应通过公共政策干预努力消解这种由地域性优势而非个体特征或努力程度所决定的城市身份租金。当个体不可控制的环境因素影响到个人成就时,机会平等就要求补偿人们在环境上的差异(Roemer, 1998),而干预补偿主要靠政府的制度供给,这意味着区域协调发展离不开政府作用的发挥。

第一,要从区域协调发展的全局来考虑有关政策安排,转移支付政策或其他补偿性优惠政策的实施应更加注重向城市身份租金较低的后发地区倾斜,着力通过基本公共服务和社会保障的倾斜性政策逐步缓解或抵消地区环境因素对个体造成的机会不平等,防范化解由出生地城市身份租金衍生的地域歧视等问题,为促进区域协调发展营造一个更加公平的发展环境。

第二,由于身份租金高的城市对出生于本地的劳动力和人才资源具有“绑定”效应,一方面,可通过完善中国特色的对口支援体制机制,以政策引导的方式鼓励先发地区的人才资源向地域性劣势城市流动,进一步织牢织密对口支援结对网络;另一方面,以逆向思维鼓励地域性劣势(地区身份租金低)城市的劳动力向先发地区流动,妥善解决劳动力转移及基本公共服务均等化的体制机制问题,因为均衡发展并非GDP或人口在空间上的均等分布,而是经济与人口的协调均衡。

第三,应着力打破劳动力市场的城市分割、部门分割、城乡分割,促进公共部门与非公共部门之间、城乡之间劳动力市场的机会公平、均衡发展,努力缩小不同劳动力市场在就业环境、劳动关系、社会保障等方面的机会不公和不合理待遇差距。

第四,要改革现行户籍制度,降低定居门槛,消除行政制度性障碍,提高就业、教育等公共服务水平,帮助流动人口尽快适应和融入城市,以防范高身份租金城市人口的空间固化风险。总而言之,要着力消除出生地城市身份租金,促进更加公平的发展,努力实现劳动力及人才资源在更大市场范围内的流动配置,才有利于推动全国统一大市场建设和区域协调平衡发展。

#### 参考文献:

1. 蔡昉:《劳动力迁移的两个过程及其制度障碍》,《社会学研究》2001年第4期。
2. 戴卫东、孔庆洋:《农村劳动力转移就业对农村养老保障的双重效应分析——基于安徽省农村劳动力转移就业状况的调查》,《中国农村经济》2005年第1期。
3. 古恒宇、覃小玲、沈体雁:《中国城市流动人口回流意愿的空间分异及影响因素》,《地理研究》2019年第8期。
4. 孔高文、刘莎莎、孔东民:《我们为何离开故乡? 家庭社会资本、性别、能力与毕业生就业选择》,《经济学(季刊)》2017年第2期。
5. 李明、徐建炜:《谁从中国工会会员身份中获益?》,《经济研究》2014年第5期。
6. 盛来运:《中国农村劳动力外出的影响因素分析》,《中国农村观察》2007年第3期。

7. 谭远发:《父母政治资本如何影响子女工资溢价:“拼爹”还是“拼搏”?》,《管理世界》2015年第3期。
8. 万广华:《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》2009年第1期。
9. 夏怡然、陆铭:《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》2015年第10期。
10. 颜银根:《流动人口受教育程度对跨地区流动决策的影响研究》,《中国人口科学》2020年第1期。
11. 张川川、王靖雯:《性别角色与女性劳动力市场表现》,《经济学(季刊)》2020年第3期。
12. 张杰、陈宗胜:《中国机会不平等的变动及其影响因素——基于CFPS为主的多角度微观计量》,《南开经济研究》2023年第12期。
13. 张磊、邓紫琪、张川川、刘培林:《中国共同富裕的基本逻辑、格局测度及区域差异》,《中国人口科学》2023年第5期。
14. 张磊、韩雷、刘长庚:《中国收入不平等可能性边界及不平等提取率:1978—2017年》,《数量经济技术经济研究》2019年第11期。
15. 章韬、潘艳、牛晴晴:《出生地对个体工资的影响:代际流动性与空间固化》,《经济学(季刊)》2022年第4期。
16. 章元、王昊:《城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视:基于人口普查数据的研究》,《管理世界》2011年第7期。
17. 周雪光、艾云、葛建华等:《中国地方政府官员的空间流动:层级分流模式与经验证据》,《社会》2018年第3期。
18. [塞尔]布兰科·米兰诺维奇:《全球不平等》,熊金武、刘宣佑译,中信出版社2019年版。
19. Akerlof, G. A., & Kranton, R. E., Economics and Identity. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.3, 2000, pp.715–753.
20. Banzhaf, H. S., & Walsh, R. P., Do People Vote with Their Feet? An Empirical Test of Tiebout's Mechanism. *American Economic Review*, Vol.98, No.3, 2008, pp.843–863.
21. Chen, S., Oliva, P., & Zhang, P., The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol.156, 2022.
22. Chetty, R., Hendren, N., & Katz, L. F., The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment. *American Economic Review*, Vol.106, No.4, 2016, pp.855–902.
23. Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A., Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.4, No.3, 2012, pp.66–95.
24. Milanovic, B., True World Income Distribution, 1988 and 1993. *Economic Journal*, Vol.112, No.476, 2002, pp.51–92.
25. Milanovic, B., Global Inequality of Opportunity: How Much of Our Income Is Determined by Where We Live?. *Review of Economics and Statistics*, Vol.97, No.2, 2015, pp.452–460.
26. Qin, Y., & Zhu, H., Run Away? Air Pollution and Emigration Interests in China. *Journal of Population Economics*, Vol.31, No.1, 2017, pp.235–266.
27. Roemer, J. E., *Equality of Opportunity*. Cambridge: Harvard University Press, 1998.
28. Shen, G., & Zhang, C., Economic Development and Social Integration of Migrants in China. *China & World Economy*, Vol.32, No.1, 2024, pp.1–20.

## Why We Stay in Our Homeland: Birthplace City Identity Rent and the Labor Migration Decision

ZHANG Lei (Xiangtan University, 411105)

DENG Ziqi (Jinan University, 510632)

ZHANG Chuanchuan (Zhejiang University, 310058)

**Summary:** The inter-regional inequality of opportunities is not conducive to the optimal allocation of factors and the coordinated development of regions within the national market. Birthplace status rent refers to the premium of birthplace status that is determined by the environmental factors of the area (such as living space environment, macroeconomic environment, social environment and other special regional

advantages) at the time of birth, but cannot be explained by personal characteristics and acquired efforts (negative rent is called birthplace status loss), and is essentially a kind of opportunity inequality. This paper measures the level of identity rent across Chinese cities, and analyzes the influence of birthplace identity rent on labor migration decisions from the perspective of the place of departure, which is of great significance for promoting common prosperity and regional coordination and accelerating the building of a unified national market.

Based on the decomposition of income inequality using county-level data, this paper finds that about 69% of the total income inequality in China comes from inter-city contribution, which verifies the existence of regional identity premium or loss in Chinese cities. Based on Milanovic's citizenship rent model and the data of 1% population sample survey, this paper finds that the relative rent and the absolute rent owned by residents in different cities vary greatly, so does the birthplace rent held by different income groups. This paper also finds that the higher the birthplace status rent, the more likely the labor force will stay in the city for work, and it is more so for well-educated people, government officials and rural population than for people with low education, non-government workers and urban population. The return of population may lead to the spatial clustering of the people in high-rent cities.

The contributions of this paper are as follows: First, different from the study of "environment-effort", this paper directly calculates the rent of urban resident identity in China, and intuitively reflects the level of premium or loss associated with the birth status of urban residents. Second, different from the literature on population flow from the perspective of individual characteristics or place of migration, this paper verifies the spatial solidification effect of the place of birth status rent on labor allocation from the perspective of place of migration. Third, compared with Milanovic's research, this paper analyzes the impact of identity rent in birth cities on labor migration decisions.

In order to realize the full flow of labor and fully tap human resources in a unified national market, it is necessary to further eliminate the birthplace status premium not determined by individual efforts and narrow the regional development gap. The intervention compensation mainly depends on the institutional supply of the government, which means that the government must play a role in regional coordinated development.

**Keywords:** Birthplace City Identity Rent, Inequality of Opportunity, Labor Mobility, Human Resource, Unified National Market

**JEL:** D63, J01, J61

责任编辑:非 同