

出生地对个体工资的影响： 代际流动性与空间固化

章 韬 潘 艳 牛晴晴*

摘 要 代际传递和空间差异共同影响社会不同阶层的晋升渠道，这对经济发展乃至中国梦的实现至关重要。本文研究发现个体出生环境对未来收入的影响由家庭代际传递能力和本地人力资本外部性共同决定。（1）城市人力资本水平和家庭代际传递对个体工资存在长期影响；（2）人口在城市间的流动会弱化出生地城市对个体工资的固化作用。利用相关外生冲击，如计划生育政策、《中华人民共和国义务教育法》和三线建设等准自然实验，发现个人收入的空间固化特征并未被显著削弱。政府应提升地区间教育资源均等化水平，推动人力资本在城市间的流动。

关键词 出生地效应，代际流动性，空间固化

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.06

一、引 言

“闻有国有家者，不患寡而患不均，不患贫而患不安”。¹ 收入差距和机会均等化在经济增长不同阶段呈现出不同特征。随着社会主义进入新时代，社会不同阶层晋升压力与社会福利再分配之间的矛盾，普通民众对阶层固化的焦虑与地区发展不平等之间的矛盾日益凸显。近年来“拼背景”事件频出，这不仅受家庭内资源传递方式影响，更受不同地区不同阶层资源分配方式的制约。早期的城乡分割和人口迁移限制，行政干预和公共福利供给错配，近期的教育资源空间扭曲，逐步加剧了精英阶层对资源的垄断以及普通民众对晋升阶梯的争夺。这些社会制度和结构因素此消彼长，对个体收入分配产生巨大影响。尤其是当前我国处于民族伟大复兴的重要阶段，确保不同家庭、不同社会阶层间的流动性，解决发展不平衡、不充分问题是实现中国梦的重要前提。

* 章韬、潘艳，上海对外经贸大学国际经贸学院；牛晴晴，上海财经大学商学院国际贸易系。通信作者及地址：牛晴晴，上海市国定路 777 号上海财经大学商学院，200433；电话：15665592035；E-mail: qqingniu@163.com。作者感谢两位匿名审稿人的宝贵意见。当然文责自负。

¹ 出自《论语·季氏》。

随着城市化进程加快和收入差距的扩大,贫富分层、阶层间流动性降低等现象在空间上日益显著。袁媛(2011)研究发现中高收入人群有能力实现迁移,而贫困人口会因为迁居能力有限被固化在居住区域。慈勤英和张芳(2017)指出,住房体制改革、市场化开发拆迁、流动人口聚集以及公共资源分布不均衡导致贫困在空间上的固化。现实中,家庭流动性与空间固化一直存在。以1992年城市人口规模和城市平均工资为城市初期特征,我们对2008年城市规模做相关性分析。图1显示1992年的城市人口规模与2008年存在正向关系。早期城市规模特征优势可能会决定未来家庭在该城市的收入水平变化,尤其是对于长期居住个体而言,这种因居住城市差异带来的福利差距更加明显。

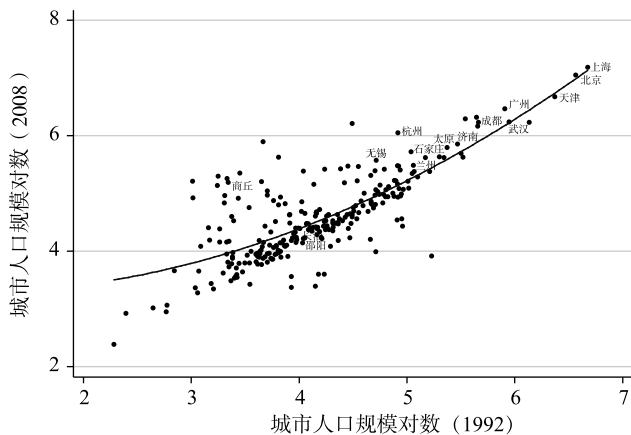


图1 1992年与2008年城市特征的关系

注:数据来源于《中国城市统计年鉴》1992年和2008年市辖区人口。为了图形的可视性,这里仅展示了19个主要城市的标签。

城市中家庭和个人发展除了受区域特征固化问题影响之外,还受区域发展差异、城乡分割等结构性问题影响。区域收入差距扩大进一步影响区域间医疗服务、教育资源以及公共品供给的配置。个体收入除了受父母教育的正向影响外还与当地外部性条件有关。我们根据1992年和2010年数据描述地区人口规模的代际传递系数。图2显示城市居民的代际传递系数明显高于农村居民,随着城市规模的上升,城乡差距逐渐缩小。因此,在分析收入不平等问题时,不仅要考虑城市发展特征,同时不能忽略代际传递在城市环境中的互补作用。

区域发展差异、代际传递共同拉大个体间的收入差距。农村和城市的人力资本差异会影响地区经济增长(Fleisher *et al.*, 2010; 梁文泉和陆铭, 2015; Zhao *et al.*, 2017; 陆铭, 2011),同时户籍制度、劳动力市场扭曲、城乡二元结构等问题,引致不平等加剧和收入差距进一步扩大。户籍制度扩大收入差距,阻碍劳动力流动,产生社会固化现象(梁琦等, 2013; 万海远

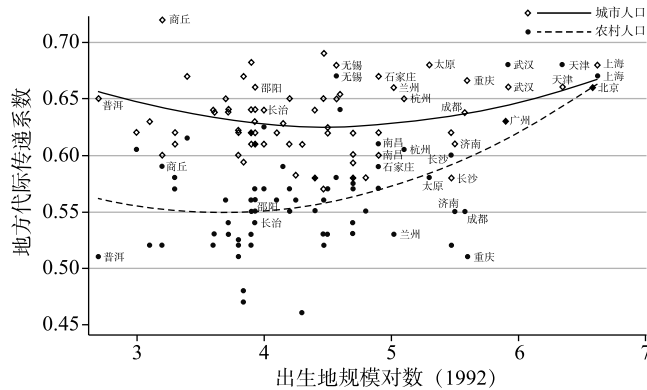


图2 1992年城市特征与2010年地方代际传递的关系

注：数据来源于《中国城市统计年鉴》1992年和2008年市辖区人口；2010年中国国家家庭追踪调查(CFPS 2010)。为了图形的可观性，这里仅展示了19个主要城市的标签。

和李实，2013；陆铭等，2014；夏怡然和陆铭，2015)。劳动力市场扭曲扩大城乡居民、本地与移民和行业间收入差距，影响经济增长（盖庆恩，2013）。城乡二元分割、户籍制度和地方行政干预手段影响地区土地资源配置，对经济发展效率和竞争力产生负面影响。Chetty *et al.* (2014) 提出地区间存在代际流动性差异，社区通过儿童时期成长环境影响代际流动性。但这些文献没有同时考虑城市特征对个体收入的影响。

出生城市特征集合一系列地区特征，包括地方经济发展水平、文化特色、教育发展状况等，同时也在一定程度上反映家庭对子女教育和发展的重视程度、人力资本积累水平等家庭和个体特征。出生地与个体成长经历相关，在较好的环境中成长将会对个人发展产生长期积极影响（Chetty *et al.*, 2016）。青少年时期迁徙到不同的环境会破坏已有的社交网络，可能对孩子发展产生负面影响（South *et al.*, 2007）。收入不平等程度较高、学校环境差或双亲家庭比例小、犯罪率较高的出生地环境，限制了个体未来的发展（Wodetke *et al.*, 2011；Chetty and Hendren, 2018）。出生地规模会对个体劳动力市场表现产生影响，同时父母的选择会影响子女的收入；低终身流动性加强了世代间选址决策的联系，这表明除了通过父母特征之外，出生时就存在着不平等的地理因素（Bosquet and Overman, 2019）。出生地城市特征通常反映了父代特征，而在家庭内部，父母的教育水平、收入水平、政治资本和综合因素都会对下一代的劳动力市场表现以及其他方面产生影响（陈琳和袁志刚，2012；Du *et al.*, 2014；Fan, 2016）。本文将从这一角度出发研究个体因家庭代际传递和居住城市空间特征差异导致的工资收入的固化问题，在考虑出生地空间差异的同时，充分考虑代际传递对个体工资的影响。

此外，劳动力流动则反向地体现了地区背景和家庭背景对个体的影响，工人可以通过迁移来增加工作机会摆脱“代际收入传承陷阱”、提高主观幸

福感(孙三百等, 2014)。随着人口迁移的浪潮, 个体是否会因出生地的差异或者为摆脱出生地经济水平低的固化问题而选择迁移? 本文力图剥离出生地包含的家庭、个人特征和代际传递因素, 考虑户籍制度和迁移人口来识别和分析出生地空间固化效应, 并对迁移个体弱化出生地固化问题进行探讨。

出生地作为历史地理特征, 个体无法决定自己出生城市和孩童时期的成长环境, 但出生地却对个体未来工资具有长期影响。基于此, 本文在世代交叠模型中引入出生地城市特征以及家庭迁移决策条件。我们通过出生地特征和个体人力资本积累反映城市空间固化和代际传递, 进而分析二者在个体收入增长中的作用。对于迁移子女而言, 受父母教育和出生地城市发展的影响, 他们更有能力选择迁移, 这种迁移会削弱出生地对个体收入的影响, 不管是迁移城市或农村, 迁移的过程都将弱化出生地作用。因此, 本文区分了非迁移和迁移个体来探究出生地固化作用。最后, 本文利用计划生育政策、《中华人民共和国义务教育法》(以下简称《义务教育法》)以及三线建设三种准自然实验对出生地效应做进一步验证。

本文认为出生地作用机制主要包含代际传递和空间固化, 通过对出生地长期效应进行细化, 从出生地特征中剥离个人特征以及家庭特征以识别和估计代际传递效应和出生地的空间固化效应。在分析出生地空间固化效应时主要使用出生地人口规模和出生地平均工人工资两个变量, 出生地规模捕捉早期集聚水平不同, 出生地工资捕捉早期劳动力价格水平和地区经济发展水平的不同。分析代际传递效应时主要使用父母教育水平变量来捕捉家庭内人力资本积累差异。另外, 本文使用农村样本和城市样本来分析户籍制度下出生地长期效应的差异, 使用迁移样本分离出非迁移人口从出生城市发展中获益的可能性。出生地长期效应反映收入不平等的现象。直接考察出生地对个体收入的影响不能排除个体能力的影响, 当期居住地可能与个体不可观测的能力相关。因此, 本文采用 Combes *et al.* (2008) 控制函数“两步法”来估计出生地长期效应。

二、理论模型

(一) 模型设定

假设存在 n 座城市, 城市常住人口 L_i 、平均工资水平 \bar{w}_i 是连续且单调的, 即存在 $L_1 > L_2 > \dots > L_n$, $\bar{w}_1 > \bar{w}_2 > \dots > \bar{w}_n$ 。人口越多, 土地需求越大, 实物资本回报率越大。假设城市实物资产投资回报率是关于城市人口规模的函数, $r_{k,i} : r_{k,i}(L_i)$, 满足 $r_{k,1}(L_1) = r_{y,1} > r_{k,2}(L_2) = r_{y,2} > \dots > r_{k,n}(L_n) = r_{y,n} > 1$ 。对于持久居住个体而言, 他在 i 城市的实物资产投资回报率等于教育投资回报率, $r_{k,i}(L_i) = r_{y,i}$ 。

城市规模给定，意味着个体所面临的城市教育投资回报率不变，但对于迁移家庭而言，选择不同城市获得差异化教育投资回报率则为家庭内生决策的一部分。因此，两城市间教育投资回报率和实物资产投资回报率在均衡条件下存在如下关系：

$$r_{k,j}(L_j) = r_{y,j} > r_{k,i}(L_i) = r_{y,i}.$$

家庭 p 迁移到大城市的决策过程与城市实物资本回报率、教育投资回报率差异有关。个体不仅需要自身和代际教育回报，也要考虑在不同城市的实物投资回报是否能与该城市的教育投资回报增长保持一致。因此，在均衡条件下，家庭因迁移城市 j 所获得的总预期教育投资回报率要至少高于该城市的实物投资回报率， $E(r_{y,j,p}) \geq r_{k,j}(L_j)$ 。个体选择最大化自身收益的同时，城市规模特征对个体收入回报起作用。那么，我们能够得到个体的居住条件： $r_{k,i} < r_{k,j}(L_j) \leq E(r_{y,j,p})$ 。

(二) 父母居住决策

父母资产的最大化过程包括父母自身消费、投资、房屋资产和父母对子女的最优预期投资： $\nu_0 = \beta\nu_0 + \max E(I_c)$ 。其中， ν_0 代表了父母自身投资的最优价值，包含了自身的消费、对房屋的投资以及从祖父母处继承的遗产； $E(I_c)$ 代表子女的预期资产。 β 常数是父母自身消费与对孩子投资的权重。因此，居住在 i 城市的父母偏好为：

$$V(I_{p,i}) = \mu(z_{p,i}) + \mu(R_{p,i}) + \mu(R'_{p,i}) + \delta U_c(I_{c,i}), \quad (1)$$

其中 $I_{p,i}$ 是父母的资产， $z_{p,i}$ 是父母自身消费， $R_{p,i}$ 为父母对房屋的投资， $R'_{p,i}$ 为父母从祖父母处继承的遗产， $I_{c,i}$ 是子女资产， δ 反映父母对子女的奉献比例。子女资产中包含子女最终获得的收入，而收入 W 主要由个体人力资本决定：

$$W = \bar{w}_i H^\sigma \epsilon_i, \quad (2)$$

其中 \bar{w}_i 是平均工资水平，个体工资受到城市 i 的平均工资水平影响， H 为个体人力资本， σ 是收入对人力资本的弹性， $0 < \sigma < 1$ 保证人力资本对个体收入的边际回报递减，收入冲击 ϵ 是均值为 1 且独立于 H 的随机项。

假定父母最初在 i' 城市居住，而 i 城市是最优（最终居住）选择，即 $E(r_{y,i}) \geq r_{k,i} > r_{k,i'}$ 。因此，在父母收入限制条件下，父母最终选择 i 城市的值函数是关于子女投资 $I_{c,i}$ 的条件函数²，我们有父母的最终决策条件：

$$\nu_0(I_{c,i}) > \nu_0(I_{c,i'}) \mid E(r_{y,i}) \geq r_{k,i} > r_{k,i'}. \quad (3)$$

当父母在城市 i 实物资产投资回报率低于城市 i' 的实物资产投资回报率时，父母将无法支付城市 i 高昂的房价，那么父母选择不迁移。如果父母迁移至更大城市 i 的预期教育投资回报率 $E(r_{y,i,p})$ 高于城市 i' 的实物资产投资回报率 $r_{k,i'}$ ，父母可以获得较高的教育投资回报率，还可以支付 i 城市的房价，那么父母选择迁移。

² 父母选择迁移的值函数： $\nu_0 = \max\{\nu_0 + \max E(I_{c,i}) \mid r_{k,i} + \beta \max E(I_{c,j}) \mid r_{k,j}\}$ 。

(三) 儿童教育产出

个体人力资本 H_c 由个体能力 A_c 、父母对子女人力资本投资 y_p 以及父母人力资本 H_p 共同决定。根据模型设定部分, 城市规模在个体迁移决策中内生地决定个体所能获得的教育投资回报率。因此, 我们假设个体仅能得到城市教育投资回报率的 γ 部分, 此时新的人力资本表达式为:

$$H_c = A_c y_p^\alpha H_p^\beta r_{y,i}^\gamma. \quad (4)$$

标准化个体能力 $A_c = 1$, $r_{y,i}$ 为父母所在城市 i 的教育投资回报率, $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$ 为弹性, 保证 y_p 、 H_p 和 L_p 对个体人力资本的边际回报递减。大城市里人力资本更为雄厚, 父母倾向于投资子女教育, 且高教育水平的父母在对子女教育投资方面投入更多。

子女继承的房产会按 $r_k > 1$ 的比例升值, 因此, 子女继承的房产为 $R'_c = r_{k,i} R_p$, $r_{k,i}$ 为父母所在城市 i 的实物资产回报率。³ 子女预期资产为:

$$E(I_c) = W_c + R'_c = \bar{w}_i r_{y,i}^{\gamma\sigma} y_p^{\alpha\sigma} H_p^{\beta\sigma} \epsilon + r_{k,i} R_p. \quad (5)$$

(四) 福利最大化与均衡

父母人力资本积累完成后决定在城市 i 工作, 城市内教育投资回报率 $r_{y,i}$ 与实物资本投资回报率 $r_{k,i}$ 给定, 父母效用最大化方程意味着子女预期资产的最大化过程。⁵ 均衡条件下, 城市 i 教育投资回报率等于其实物资产投资回报率, 即 $r_{y,i} = r_{k,i}(L_i)$ 。子女预期资产最大化过程是关于父母对子女教育投资的一阶条件。

$$\begin{aligned} \max_{y_p} E(I_c) &= \bar{w}_i r_{y,i}^{\gamma\sigma} y_p^{\alpha\sigma} H_p^{\beta\sigma} \epsilon + r_{k,i} (I_p - z_p - y_p), \\ \partial E(I_c) / \partial y_p &= 0. \end{aligned} \quad (6)$$

根据式 (6), 本文得到父母对儿童教育投资决策条件:

$$r_{y,i,c} = \alpha\sigma \bar{w}_i r_{y,i}^{\gamma\sigma} y_p^{\alpha\sigma-1} H_p^{\beta\sigma} = r_{k,i}(L_i)^6,$$

其中教育投资对个体工资的贡献 $\alpha\sigma < 1$, $\partial^2 E(I_c) / \partial y_p^2 = \partial^2 E(W_c) / \partial y_p^2 < 0$, 表明家庭教育投资对个体资产以及收入水平的边际贡献递减。父母希望子女在城市 i 获得的资产能够支付得起城市 i 的实物资产——房价。因此, 在城市 i 父母对儿童教育投资直到教育投资回报率 $r_{y,i,c}$ 等于实物资本投资回报率 $r_{k,i}$ 。家庭教育投资决策为:

$$y^* = (\alpha\sigma \bar{w}_i)^{\frac{1}{1-\alpha\sigma}} r_{y,i}^{\frac{\gamma\sigma-1}{1-\alpha\sigma}} H_p^{\frac{\beta\sigma}{1-\alpha\sigma}}. \quad (7)$$

城市平均工资会影响父母工资水平, 家庭投资预算更多, 因此儿童时期

³ 本文假设继承得到的房产资源全部转化为货币资源, 并且工作期所有房产都在个体所在城市自行购置, 因此, 继承房产按父母工作城市实物资本回报率进行折算, 而不考虑继承祖父母房产的折算问题。

⁴ 我国父母一般希望子女留在身边防老, 父母对子女收入的预期不考虑子女迁移问题, 因此, 子女预期收入是在父母工作城市取得。

⁵ 证明部分请与作者索要。

⁶ 推导过程如下: $E(I_c) = \bar{w}_i r_{y,i}^{\gamma\sigma} y_p^{\alpha\sigma-1} H_p^{\beta\sigma} + r_{k,i} (I_p - z_p - y_p)$, 求导得 $\partial E(I_c) / \partial y_p = \alpha\sigma \bar{w}_i r_{y,i}^{\gamma\sigma} y_p^{\alpha\sigma-2} H_p^{\beta\sigma} - r_{k,i}(L_i) = 0$, 又有 $r_{y,i,c} = \partial W_c / \partial y_p$, 因此可以得到教育投资决策条件。

所在城市的平均工资 \bar{w}_i 越高，家庭教育投资越高；高教育水平的父母更注重子女的人力资本投资，因此父母人力资本积累 H_p 越高，家庭教育投资越高。

结合式(4)和式(7)，本文进一步得到个体人力资本决定方程：

$$H_c = [(\alpha\sigma\bar{w}_i)^a r_{y,i}^{\gamma-a} H_p^\beta]^{1-\alpha\sigma}.$$

个体儿童时期所在城市平均工资、教育投资回报率以及父母人力资本水平会影响到教育投资。综上所述，子女人力资本由其成长城市的平均工资水平、教育投资回报率以及父母人力资本共同决定。如果个体选择在 j 城市工作将获得工资：

$$W_c = (\bar{w}_i^a r_{y,i}^{\gamma-a} H_p^\beta)^\varphi \bar{w}_j (\alpha\sigma)^{\alpha\varphi} \epsilon_j = \begin{cases} (\bar{w}_i^{a+\varphi-1} r_{y,i}^{\gamma-a} H_p^\beta)^\varphi (\alpha\sigma)^{\alpha\varphi} \epsilon_i & \text{if } i=j \\ (\bar{w}_i^a r_{y,i}^{\gamma-a} H_p^\beta)^\varphi \bar{w}_j (\alpha\sigma)^{\alpha\varphi} \epsilon_j & \text{if } i \neq j \end{cases}, \quad (8)$$

其中 $\varphi = \frac{\sigma}{1-\alpha\sigma} > 0$ ，如果 $i=j$ ，则式(8)反映子女在儿童时期所在城市的收入，子女的工资水平由子女成长城市平均工资水平、教育投资回报率以及父母的教育水平共同决定；如果 $i \neq j$ ，则式(8)反映子女迁移至 j 城市的收入会受到当前所在城市平均工资的影响。

命题1 城市教育投资回报率在一定条件下会提升个体收入，加剧空间固化。

当 $i=j$ ，个体不选择迁移时，个体儿童时期所在城市教育投资回报率对人力资本的贡献大于家庭教育投资的贡献 $\gamma > \alpha$ ，那么 $\partial W_c / \partial r_{y,i} > 0$ ，即个人工资关于儿童时期所在城市教育投资回报率是递增的，这时空间固化效应存在。

命题2 出生地城市平均工资对当期个人收入存在正向影响。

当 $i=j$ 时，由于 $\alpha\varphi > 0$ ，有 $\partial W_c / \partial \bar{w}_i > 0$ 。高技能个体更有能力去高工资的大城市。随着子女儿童时期所在城市平均工资上升，个体在城市中获得的工资溢价上升。儿童早期所处劳动力市场的平均工资水平会影响个体预期教育投资回报率。

命题3 空间固化中出生地城市教育投资回报率和平均工资在代际传递条件下更有助于提升子女收入。

在个体不选择迁移条件下，城市教育投资回报率和平均工资水平对个体收入的影响也受父母对子女的代际传递影响。进一步地，我们有 $\partial W_c / (\partial r_{y,i} \partial H_p)$ 以及 $\partial W_c / (\partial \bar{w}_i \partial H_p)$ ，两者的符号取决于命题1和命题2的条件以及迁移条件。当个体不选择迁移时，出生地城市和父母的代际传递作用更多地体现为正向协调关系。⁷父母对子女的教育投资、培养以及父母自身的教育水平都会

⁷ 在基准检验中，我们发现这种正向协调关系是不存在的，只有在后文的相关冲击作用下才识别出这种正向关系。

对子女的人力资本产生影响。另外,儿童时期所在城市教育投资回报率和平均工资水平是父母选择的结果,父母教育水平越高,家庭更有可能为了获得更高的报酬去高工资、高教育投资回报率的的城市定居。

根据城市均衡条件,个体选择迁移时, $i \neq j$, 迁移条件可简化为⁸:

$$\frac{\bar{w}_j}{r_{k,j}} > \frac{\bar{w}_i}{r_{k,i}/\alpha\sigma}. \quad (9)$$

个人在进行迁移决策时会考虑大城市平均工资的吸引力和出生地工资的吸引力。式(9)左侧, $\bar{w}_j/r_{k,j}$ 可以表示为迁移目标城市工资水平的折现,意味着目标城市平均工资的实际购买力。式(9)右侧,在*i*城市,由于教育投资使私人投资回报率增加,出生地的平均工资对于个人的吸引力下降,教育投资会使得个人迁移动力上升。命题1至命题3中,出生地的固化作用——出生地城市教育投资回报率会提升个体的工资收入水平,对于选择迁移的个体而言将被弱化。选择迁出出生地的个体,一方面可能会摆脱出生地城市的固化作用,另一方面,根据迁移条件式(9),迁移城市的教育投资回报率会高于出生地部分的固化作用,使得个体受迁移城市比较优势的影响更加明显。据此,我们调整公式(9),并对方程两侧取对数,

$$\frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i} > \frac{r_{k,j}}{r_{k,i}/\alpha\sigma} \Rightarrow \ln(\bar{w}_j) - \underbrace{\ln(\bar{w}_i)}_{BP} > \ln(r_{k,j}) - \underbrace{\ln(r_{k,i}/\alpha\sigma)}_{BP}. \quad (10)$$

出生地城市的教育投资回报率 $r_{k,i}$ 和平均工资水平 \bar{w}_i 均为出生地对个体工资的固化作用的关键要素。迁移过程则体现为个体弱化出生地城市作用的动机。简而言之,我们利用消除出生地效应的迁移条件表达式为(11)。因此,在迁移群体中,出生地的作用将被逐渐削减, $\Delta BP \rightarrow 0$, 在控制迁移城市的特征后,出生地作用将逐步消失。

$$\underbrace{\Delta \ln(\bar{w}_j) - \Delta \ln(r_{k,j})}_{\Delta BP \rightarrow 0} + \alpha\sigma > 0. \quad (11)$$

命题4 迁移城市的规模和工资水平等特征会提升个体收入,同时迁移会弱化出生地城市空间固化作用。⁹

在迁移决策中,个体倾向于迁移到大城市,尤其是出生地平均工资水平低的个体更倾向于迁移到大城市,获得的工资溢价更高。如果个体在城市*j*的预期教育投资回报率提升较大,存在 $\bar{w}_j r_{y,i}/(\alpha\sigma \bar{w}_i) > r_{y,j}$ 时,迁移城市占优出生地城市,个体会选择迁移。此时出生地的作用成为个体摆脱出生地固化的路径之一。因此,出生地固化效应在迁移个体中的作用将大大减弱。¹⁰

⁸ 证明请与作者索要。

⁹ 证明请与作者索要。

¹⁰ 如果迁移不会导致弱化出生地作用,我们利用迁移个体来说明出生地城市固化作用,将有利于突出证明出生地的规模和平均工资水平对个体收入的影响。

三、数据集与计量策略

（一）数据来源

本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）¹¹中成年个体的2010年、2012年和2014年非平衡面板数据进行实证分析。本文使用“当期工作一般年工资多少”作为个体工资，父母的教育水平用来捕捉父母特征，个体最高的教育资质捕捉个体教育水平。CFPS设置的教育虚拟变量分别有八种类型：半文盲或文盲，小学，初中，高中，大专，大学本科，硕士和博士。个体行业、职业声望使用CFPS报告的结果，职业声望缺失的部分按职业与职业声望对照表¹²进行匹配，本文为职业声望设置五种虚拟变量：低、较低、中等、较高和高。

数据集还提供当期居住地和出生地的信息，本文分别用2006年、2007年、2008年的《中国城市统计年鉴》中市辖区人口规模作为2010年、2012年、2014年居住地规模的代理变量，用1992年的《中国城市统计年鉴》中市辖区人口规模作为面板数据中出生地规模的代理变量，平均工人工资作为面板数据中出生地工资的代理变量。¹³为了使得1992年平均工人工资与个人当期工资可比，我们根据居民消费价格指数调整当期工资。另外，城市化水平也会影响个人发展和个人工资水平，本文按2008年和1998年《中国城市统计年鉴》中城市化水平差分项的0.5分位点将城市划分为城市化水平较高一级和城市化水平较低一级来捕捉城市化水平。

（二）计量策略

大城市具有生产率以及人力资本比较优势，为城市内工人带来工资溢价（Behrens, 2014; Davis and Dingel, 2018）。本文估计早期城市特征对个体收入水平的影响，但同时当前¹⁴居住城市特征会产生工资溢价，因此，需要统筹考虑这两方面的影响。但是，由于样本中迁移人口较少，大部分样本仍旧居住于出生城市，早期城市特征和当前居住城市特征存在多重共线性。如果在计量模型设定时将早期城市特征和当前居住城市特征同时放在模型右侧，那么无法一致地估计出生地特征。如果只为了识别出生地固化作用，利用迁移样本能够有效地避开出生地与当前居住地之间的相关性。但是，考虑到个体的迁移行为会降低早期出生地固化作用，导致迁移样本不能更好地作为出生地固化作用识别的策略。因此本文将样本区分为非迁移样本和迁移样本，对出生地固化作用和迁移削弱出生地作用分别进行验证。

¹¹ 具体关于中国家庭追踪调查（CFPS）数据的介绍请参考 <http://www.issf.pku.edu.cn/cfps/>，访问时间：2019年9月10日。

¹² 职业声望指标构建参考李春玲（2005）。

¹³ 对于部分城市的缺失信息，我们利用《中国县（市）社会经济统计年鉴》的县及数据来代替。

¹⁴ 当前居住城市可能也是出生地城市，为了识别早期出生地城市特征，我们需要控制当前出生地城市规模的变化，尤其是当前居住城市对个体产生的影响。

另外,如一般个体收入决定模型一样,本文无法捕捉个体不可观测异质性,如个体能力等。如果本文使用面板固定效应模型,出生地特征等不随时间变化的关键变量会被吸收。因此,本文根据 Combes *et al.* (2008)、Bosquet and Overman (2019) 使用的控制函数计量方法估计个体早期居住环境效应,即出生地特征对个人工资的影响。另外,使用“两步法”的合理性在于我们可以剥离当前城市特征与个体特征间的混合效应,且同时减弱时间长度对模型一致性的破坏。¹⁵

本文的重点是估计早期城市特征如城市规模和城市平均工资对个体工资水平的影响。采用 Combes *et al.* (2008) 的“两步法”计量思想。¹⁶ 本文在第一步估计个体 p 在时期 t 地区 j 的工资对个体固定效应 θ_p 、随时间变化的可观测特征 X_{pjt} 、地区规模效应 RP_{jt} 以及时间固定效应 δ_t 的回归:

$$w_{pjt} = \theta_p + \beta' X_{pjt} + \lambda RP_{jt} + \delta_t + \varepsilon_{pjt}, \quad (12)$$

其中 RP_{jt} 为当期居住地的规模对数, X_{pjt} 是随时间变化的个体特征。第二步,估计个体固定效应对不随时间变化的个体特征、家庭特征以及出生地的回归:

$$\hat{\theta}_p = \gamma BP_i + \alpha' Z_p + \eta_p, \quad (13)$$

其中 BP_i 是出生城市 i 的特征,分别为出生城市规模对数和出生地工资对数, Z_p 包含了性别、教育和父母特征, η_p 是随时间不变的个体不可观测特征, α 是相应的向量系数。

根据文献,假定随时间变化的不可观测冲击与 RP_{jt} 不相关,本文可以使用数据一致估计式(12)中 RP_{jt} 的系数。假定 $E[\eta_p | BP_i, PX_p, X_{pjt}] = 0$, 两步法将会提供本文对出生地效应和父母特征的一致估计。面板两阶段估计在三个方面降低由于遗漏变量、联立性和逆向因果导致的估计偏误。从遗漏变量导致的高估问题看,使用工具变量是为了计量模型不会因为存在遗漏变量而产生高估问题。文中使用的个体教育水平、父母教育水平可能会使出生地效应低估,但这种估计同时也是必要的。从联立性来看,估计个体系统误差 $\varepsilon_{pjt} = \nu_p + e_{pjt}$ 中存在 ν_p 和 e_{pjt} 联合扰动。因此,在第一步吸收个体固定效应 θ_p 后, $E(e_{pjt} | \theta_p) = 0$ 保证了一致性。从逆向因果看,出生地的特征相对比较早期,这保证了出生地特征与当期收入之间的逆向因果关系较小。因此,使用个体固定效应两阶段回归能在一定程度上解决这些潜在问题,得到较为满意的估计结果。

四、出生地存在工资溢价吗?

由于个体和家庭特征会同时受到区域和代际传递的影响,本文估计出生

¹⁵ 关于两步法一致性问题的来源和本文使用两步法的合理性问题,限于篇幅,详细表格请与作者索要。

¹⁶ “两步法”中,在第一阶段使用全样本,包含不同时间段的扰动;在第二阶段中利用一阶段得到的个体固定效应会导致样本减少到仅个体层面。相对 Combes *et al.* (2008) 样本而言,本文使用的样本时间少了一期,这种时间上的减少对“两步法”一致性的破坏相对较小,因为“两步法”的条件对时间的依赖程度较低。但我们也进行了样本不同时间阶段和重复抽样的检验,同样支持了本文结论。

地效应的同时考虑父母教育水平等因素对个体工资水平可能产生的影响。由于我国存在户籍制度和城乡二元结构，故本文同时考虑城市人口与农村人口的出生地空间固化差异。又由于迁移人口远离出生地导致个体工资受出生地的影响可能被削弱，故本文主要研究非迁移者的出生地空间固化效应，同时对迁移者降低出生地空间固化效应的过程进行分析。

1. 出生地空间固化效应

为了得到出生地特征效应的一致估计，本文进行“两步法”估计。在第一阶段，本文做工资对个人固定效应和一些随时间变化的个体可观测特征的回归。第二阶段是个体固定效应对出生地特征的回归，这一阶段控制不随时间变化的城市、家庭和个人特征。

“两步法”的结果展示在表1中。第一阶段中，我们均控制了行业特征、个人职业声望排序和当前居住城市规模；第二阶段中，依次控制了个体性别、年龄、父母和个人教育特征（使用教育水平的八个类型）以及出生地城市化水平。具体地体现在表1列（1）—（4），且相应两阶段的观测值不同，第二阶段样本大量缩减到个体截面维度12 001个观测值。表1Panel A中非迁移样本显示出生城市人口规模越大，个体当期工资越高。在第二阶段控制父母的教育特征，这对于个体来说是已经决定的，使得出生地规模系数略微下降。出生地早期的平均工人工资也会对非迁移个体工资产生影响，作用机制与出生地规模一致。表1Panel B中非迁移样本结果表明出生地早期工资越高，个体当期工资越高。因为城市早期收入越高，父母的工作能力较强，资产较为丰厚，更有能力为子女提供更好的生活、教育环境，提高子女的人力资本积累。

至此结果表明出生地特征与工资的联系部分地通过空间固化效应来实现，即非迁移个体居住在规模和工资具有相对优势的城市更有可能获得高收入，由此引起的个体收入差距亦会更明显。综合表1的Panel A和Panel B的结果，命题1和命题2得证。

表1 出生地对当期工资的影响：控制个体固定效应“两步法”回归

当期工资	非迁移样本				迁移样本		
	非迁移全样本				迁移样本	迁移农村	迁移城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A							
出生地规模	0.659*** (37.21)	0.600*** (33.61)	0.479*** (27.60)	0.480*** (27.25)	0.0650 (1.06)	0.0432 (0.45)	0.0235 (0.41)
R ²	0.161	0.194	0.300	0.300	0.243	0.191	0.205
Panel B							
出生地工资	1.166*** (13.11)	1.026*** (11.73)	0.684*** (8.43)	0.656*** (7.97)	0.304 (1.37)	0.368 (1.30)	0.213 (0.93)

(续表)

当期工资	非迁移样本				迁移样本		
	非迁移全样本				迁移样本	迁移农村	迁移城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
R^2	0.091	0.136	0.263	0.263	0.243	0.192	0.206
一阶段控制变量							
行业特征	是	是	是	是	是	是	是
职业声望排序	是	是	是	是	是	是	是
城市规模	是	是	是	是	是	是	是
二阶段控制变量							
性别、年龄	是	是	是	是	是	是	是
父母教育		是	是	是	是	是	是
个人教育			是	是	是	是	是
城市化				是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是	是
观测值	24 990/ 12 001	24 990/ 12 001	24 990/ 12 001	24 990/ 12 001	2 429/ 1 217	1 239/ 693	1 190/ 524

注：括号中为 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。当期工资为个体 2010 年、2012 年和 2014 年的平均工资对数，出生地规模为个体所在出生地城市 1992 年人口规模对数，出生地工资为个体所在出生地城市 1992 年人均工资对数。观测值报告了一阶段观测值/二阶段观测值，由于一阶段控制了城市层面特征及误差扰动，二阶段则聚类在个体层面。

2. 代际传递与出生地空间固化效应

个体工资不仅受到出生地城市特征的影响，还受到家庭内代际传递的影响。表 2 Panel A 和 Panel B 的列 (1) 至列 (3) 是非迁移全样本回归结果，同时控制父母人力资本对个体工资的正向溢出作用。结果显示出生地规模越大或出生地平均工资越高，对于个体工资的溢出效果越明显。父母人力资本对个体工资也有正向溢出效果，而父母教育水平为初中及以上的个体的工资水平受出生地规模的影响被削弱。对于居住在出生地的个体，其工资一方面受到出生城市空间固化：城市规模和工资水平的正向影响；另一方面受到自身家庭教育水平的代际传递的正向影响。由于迁移存在成本，出生地城市的经济水平和家庭教育水平在潜移默化中增加了个体迁移的沉没成本，导致出生地空间固化效应对个体收入的影响更加明显。然而结果显示，当个体处于出生地城市时，较高的家庭教育水平却有助于个体摆脱收入固化问题，这与我们在命题中说明的出生地城市固化和家庭代际传递间的正向关系相悖，需要对其进一步分析。

表2 父母教育和出生地交互项对当期工资的影响：控制个体固定效应“两步法”回归

当期工资	非迁移全样本			迁移样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A						
出生地规模(S)	0.617*** (34.33)	0.687*** (31.89)	0.669*** (33.17)	0.0808 (1.27)	0.0847 (1.05)	0.0670 (0.92)
初中及以上(父)×S		-0.243*** (-6.49)			-0.0124 (-0.10)	
初中及以上(母)×S			-0.278*** (-6.63)			0.0744 (0.55)
R ²	0.180	0.182	0.182	0.102	0.102	0.102
Panel B						
出生地工资(W)	1.093*** (12.45)	1.231*** (11.78)	1.135*** (11.60)	0.438* (1.86)	0.483* (1.68)	0.358 (1.30)
初中及以上(父)×W		-0.531*** (-2.81)			-0.145 (-0.29)	
初中及以上(母)×W			-0.281 (-1.32)			0.443 (0.87)
R ²	0.120	0.120	0.120	0.104	0.104	0.104
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	24 990/ 12 001	24 990/ 12 001	24 990/ 12 001	2 429/ 1 217	2 429/ 1 217	2 429/ 1 217

注：括号中为 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。父母教育变量是虚拟变量，对于小学及以下和初中及以上的 parents 教育水平，取值为 1。两个阶段的控制变量同表 1，聚类标准误策略相同。

3. 出生地空间固化效应的城乡差异

我国存在城乡二元结构，城市与农村之间公共资源存在较大的差异。出生地的空间固化效应可能存在城乡差异。表 3 列 (1)–(6) 可以看到在农村样本和城市样本中出生地规模越大，个体工资水平越高；出生地工资越高，个体工资水平越高。城市样本中，父母教育水平为初中及以上个体的工资水平受出生地的影响被削弱。对于农村样本，中高教育水平父母的影响并不能抵消一部分出生地的影响。因此，对于农村样本而言，出生地的空间固化效应更大。农村教育环境有限，接受过中高等教育的父母的家庭数量也十分有限，即使父母有投资子女教育的意识，可能限于手头资金以及农村教育环境，导致子女的人力资本以及工作能力并没有得到很好的培养。所以，对于农村

样本家庭教育环境不能对冲出生地特征。总而言之,从农村样本和城市样本来看,城市的中高教育家庭可以在一定程度上抵消出生地差异的影响,但是农村的中高教育家庭没有这种效力。

表3 父母教育和出生地交互项对当期工资的影响:控制个体固定效应“两步法”回归

当期工资	农村样本			城市样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A						
出生地规模(S)	0.627*** (27.57)	0.637*** (24.74)	0.634*** (26.39)	0.229*** (9.97)	0.294*** (9.39)	0.277*** (9.55)
初中及以上(父)×S		-0.0511 (-0.94)			-0.148*** (-3.24)	
初中及以上(母)×S			-0.0790 (-1.08)			-0.141*** (-3.01)
R ²	0.177	0.177	0.177	0.039	0.043	0.042
Panel B						
出生地工资(W)	0.962*** (9.69)	1.043*** (9.40)	0.974*** (9.30)	0.824*** (7.15)	1.011*** (6.49)	0.931*** (6.42)
初中及以上(父)×W		-0.415* (-1.68)			-0.428* (-1.85)	
初中及以上(母)×W			-0.131 (-0.40)			-0.334 (-1.41)
R ²	0.123	0.123	0.123	0.025	0.026	0.026
观测值	18 961/ 9 412	18 961/ 9 412	18 961/ 9 412	6 029/ 2 589	6 029/ 2 589	6 029/ 2 589

注:括号中为t值;***、**、*分别表示1%、5%和10%水平上显著。这里的农村和城市样本属于非迁移样本。两个阶段的控制变量同表1,聚类标准误策略相同。

4. 人口流动性与出生地空间固化效应

迁移行为会削弱出生地固化作用。表1反映对于“迁移者”,在控制当前迁移城市规模、工资水平特征后,出生地固化效应消失。迁移城市的规模特征对个体当期工资的影响掩盖了出生地城市固化作用,这也是个体选择迁移的目标:摆脱出生地固化效应,进一步提升自身收入水平。表1中,迁移的这种作用同样体现在农村和城市样本中。同样的,表2迁移样本中父母的代际传递作用使出生地城市固化效应也被削弱。出生地工资更倾向于在劳动力

市场价格水平上影响个体的工资水平，对于迁移者而言，因为其很难享受到出生地劳动力市场价格水平带来的正向影响才被迫背井离乡。¹⁷总之，出生地规模对迁移人口工资水平的影响较小，出生地工资对迁移人口工资水平的影响微乎其微。表1与表2中的迁移样本作为非迁移样本的反事实，说明命题4所述迁移行为成为个体摆脱出生地固化作用的有效途径。非迁移样本出生地固化作用明显，但也存在较强的内生性问题，为此我们将在后文利用相关政策冲击进行检验。

五、出生地“工资溢价”的机制分析

1. 代际人力资本积累

出生地规模会通过父母的教育水平对个体的劳动力市场表现产生影响。通过控制父母教育水平，出生地依然对个人当期工资存在显著影响，那么出生地影响个人工资的渠道之一即通过代际人力资本积累实现。一方面出生地规模对父母有分选作用，出生地规模越大，父母受教育水平越高。¹⁸另一方面，父母的教育水平能通过代际传递影响个体工资。

表4第(1)—(4)列显示出生地对父母人力资本的影响，即出生地规模和工资对父母教育年限的影响。大城市或工资水平高的出生地，父母人力资本较高。出生地特征在一定程度上与父母特征相关，而父母特征能通过代际传递影响个体工资水平。良好的家庭教育背景和优越的出生地条件，均会提升个体收入水平。表4显示父母特征和个体出生地特征存在正向关系，命题3成立。

表4 出生地对父母人力资本的影响：OLS回归检验

	父亲教育	母亲教育	父亲教育	母亲教育	个体教育年限			
	年限	年限	年限	年限	(5)	(6)	(7)	(8)
	(1)	(2)	(3)	(4)				
出生地规模	0.574*** (9.57)	0.766*** (14.75)			0.964*** (23.74)	0.768*** (19.65)		
出生地工资			1.041*** (4.22)	1.242*** (6.10)			2.093*** (12.06)	1.783*** (10.88)
父亲年龄	是		是		是	是	是	是
母亲年龄		是		是	是	是	是	是

¹⁷ 我们对可能的“背井离乡”做了相关的实证检验，结果显示出生地工资与地区迁出人口，出生地工资与个体、家庭迁移概率均负相关。限于篇幅，详细回归结果请与作者索要。

¹⁸ 我们对父母教育与出生地特征进行描述性统计，发现随着父母教育水平的提高，个体出生地规模和出生地工资都随之上升。

(续表)

	父亲教育	母亲教育	父亲教育	母亲教育	个体教育年限			
	年限	年限	年限	年限	(5)	(6)	(7)	(8)
	(1)	(2)	(3)	(4)				
父母教育						是		是
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.047	0.064	0.039	0.046	0.145	0.220	0.125	0.209
观测值	8 965	10 891	8 965	10 891	29 801	29 801	29 801	29 801

注：括号中为 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。出生地规模为 1992 年人口规模对数，出生地工资为个体所在出生地城市 1992 年人均工资对数。聚类到个体维度。

2. 教育溢价

出生地特征通过影响个体教育水平，从而影响个体工资水平。¹⁹ 据此，我们检验个体人力资本与出生地特征之间的关系。表 4 第 (5) — (8) 列结果是出生地对个体教育年限影响的回归结果，我们发现出生地规模和工资与个人教育年限之间均存在正向关系。

3. 迁移决策

迁移决策会影响出生地对个体收入的影响。本文第二部分指出个体选择迁移的条件是城市教育投资回报率。家庭的迁移决策条件决定了出生地城市会提升子女的收入，而对于子女的迁移决策而言，出生地城市的作用被弱化。本文强调家庭做出的城市选择和对子女的代际传递在子女收入中的作用，因此家庭迁移决策的决定因素取决于出生地城市特征。利用 CFPS 夫妻匹配样本中夫妻至少有一方未退休的样本，结果²⁰发现在夫妻双方至少有一方有工作的情形下，出生地规模会促使家庭选择迁移。

迁移行为会提升收入的主要原因是迁移城市的特征优于出生地城市。因此，迁移行为与出生地之间是否存在替代作用，以及迁移决策行为带来的经济福利需要进行检验。同样根据“两步法”，表 5 中，迁移行为和出生地对个体收入均存在正向溢出²¹，由于我们主要关心两者间的关系，结果中只展示交互关系，其他均作为控制变量。两者之间的替代作用不论在全样本或城市、农村样本中，均得到了证明。这可能是迁移样本中出生地固化被削弱的原因。个体选择迁移意味着不需要出生地带来的溢出，因为迁移城市的优势能够弥补和提升更多的收入。

¹⁹ 关于教育机制，Bosquet and Overman (2019) 认为出生地规模与父母的社会阶层有关，因此工资和出生地规模之间的某些联系可以通过父母的职业排序来解释。一旦控制父母的社会阶层，教育似乎没有作用。本文也做了相应的检验，发现父母教育和职业与出生地显著正相关。限于篇幅，详细表格请与作者索要。

²⁰ 限于篇幅，详细回归结果请与作者索要。

²¹ 我们分别估计了出生地特征和迁移行为对个体收入的边际影响，并进行 Monte Carlo 模拟 500 次稳健性检验，限于篇幅，详细回归结果请与作者索要。

表5 个体迁移与出生地特征对个体当前收入的影响：“两步法”

当期工资	全样本	农村样本	城市样本
	(1)	(2)	(3)
Panel A			
迁移×出生地规模	-0.429*** (-7.17)	-0.551*** (-6.08)	-0.175*** (-2.77)
R ²	0.312	0.243	0.136
Panel B			
迁移×出生地工资	-0.510** (-2.35)	-0.399 (-1.46)	-0.645** (-2.41)
R ²	0.274	0.199	0.120
控制变量	是	是	是
观测值	27 419/13 218	20 200/10 105	7 219/3 113

注：括号中为 t 值；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。全样本中包含了非迁移和迁移样本，两个阶段的控制变量同表 1，聚类标准误策略相同。

六、政策冲击下的出生地“工资溢价”

出生地特征对个体工资水平产生的影响反映了地区和家庭因素造成的收入不平等现象。为了进一步识别家庭教育背景与出生地特征的关系，本文利用计划生育政策、《义务教育法》以及三线建设政策这三项准自然实验进行检验。计划生育政策在家庭层面改变代际传递，《义务教育法》在全国层面提高个体人力资本积累水平，三线建设在更早期改变城市产业结构和人口迁移状态。这些政策或法律虽然不针对收入不平等这一现象，但在一定程度上影响了个体出生地的初始条件。

1. 计划生育政策冲击与代际传递

1982年9月计划生育被定为基本国策，同年12月写入宪法，在此之后家庭生育决策受到影响。家庭养育多个子女的资源都集中于一至两个子女身上，计划生育后出生的个体在家庭代际传递中受益更多。计划生育冲击更体现出父母对子女的代际传递。表6反映了计划生育政策冲击下的出生地和父母教育水平之间的关系在非迁移样本增强，而迁移样本中依旧是减弱。表明对于非迁移样本，计划生育政策使父母教育水平和出生地的作用有显著差异。

2. 义务教育法冲击与人力资本积累

1986年我国开始实施《义务教育法》，至此之后适龄儿童需要进入学校学

习小学和初中文化知识,这项法规改变了我国人力资本积累状况,使得我国国民受教育水平普遍提高,个体的教育水平内化为个人能力,相应的国民工作能力提升,个人收入普遍上升,本文第五部分机制检验表明出生地特征与个体受教育水平存在正相关关系。在表6结果发现全样本在义务教育法冲击后,出生地规模和父母教育的交互项在非迁移样本中同样为正,迁移样本依旧减弱了出生地固化作用。

3. 三线建设冲击与出生地空间固化效应

1964年我国在中西部地区的13个省、自治区推动了一场以战备为指导思想的大规模国防、科技、工业和交通设施建设——三线建设²²。这一史无前例的建设工程极大地改变了中西部地区的产业结构和人口迁移方向。Ju and Yu (2015)认为欠发达地区受到三线建设冲击后会改变当地的产业结构。三线建设冲击更早、更外生、对于所有地区更随机,并且都不跟父母能力以及父母代际传递有直接关系,三线建设反映了政治、社会冲击下的迁移变化。表6中非迁移样本反映了三线建设政策冲击下的出生地和父母教育水平之间的关系增强,迁移样本则是减弱,且作用不显著。表明对于非迁移样本而言,三线建设政策的确使父母教育水平和出生地的作用有显著差异。

本文发现三项准自然冲击不会改变出生地特征和父母教育水平的正向协调关系,同时基本验证了迁移降低出生地固化作用。出生地固化和父母代际传递作用在三个冲击下体现出的城乡差异,也基本支持本文的结论。此外,本文还针对基准回归进行了稳健性检验:从受限因变量和个体工资异质性两个方面,最终验证了本文的结论。

表6 三种政策分析的综合讨论:代际传递与空间固化的关系²³

	$\frac{\partial^2 W_c}{\partial r_{y,i} \partial H_p} / \frac{\partial^2 W_c}{\partial \bar{w}_i \partial H_p}$	非迁移样本			迁移样本		
		全样本	农村	城市	迁移	迁移农村	迁移城市
计划生育	$BP\ Size \times H_p$	Positive ^a	Positive ^a	Positive ^a	NA	NA	NA
	$BP\ Wage \times H_p$	Positive ^a	Positive ^a	Positive ^a	NA	NA	Positive ^b
义务教育	$BP\ Size \times H_p$	Positive ^a	Positive ^a	Positive ^a	NA	NA	NA
	$BP\ Wage \times H_p$	Positive ^a	Positive ^a	Positive ^a	NA	NA	Positive ^b
三线建设	$BP\ Size \times H_p$	Positive ^a	Positive ^a	Positive ^a	NA	NA	NA
	$BP\ Wage \times H_p$	Positive ^a	Positive ^a	Positive ^a	NA	NA	NA

注:a代表父母双侧均显著,b代表仅在母亲侧显著.NA代表不显著,Positive代表两者关系为正。两个阶段的控制变量同表1,聚类标准误策略相同。

²² 本文回归参考 Ju and Yu (2015) 的三线建设计量设定。

²³ 我们对表6分别进行了安慰剂检验,imputation test 500次模拟结果汇总为表6。限于篇幅,详细检验和估计结果图示请与作者索要。

七、结 论

本文尝试寻找出生地特征与个体当前工资水平的关系，使用个体固定效应两阶段计量方法分析出生地规模与出生地工资对个人当期工资的影响，得出以下结论：

第一，对于非迁移个体，出生地规模与当期工资正相关；对于迁移个体，出生地的收入效应则逐步消失。出生地规模反映地区经济等混合效应，非迁移人口能部分地受益于出生地规模效应，但对于迁出的人口较难受益。第二，出生地工资水平越高，父母对子女教育投入越大。第三，出生地的空间固化作用通过代际人力资本投入方式进一步加剧。通过检验发现，出生地规模越大或工资越高，父母教育水平越高，且通过代际传递对子女工资产生影响。第四，本文通过计划生育政策、《义务教育法》以及三线建设等准自然实验，发现长期来看出生地的空间固化效应仍然存在。

参 考 文 献

- [1] Becker, G., S. D. Kominers, K. M. Murphy, and J. L. Spenkuch, "A Theory of Intergenerational Mobility", Working Paper, 2018.
- [2] Behrens, K., G. Duranton, and F. Robert-Nicoud, "Productive Cities: Sorting, Selection, and Agglomeration", *Journal of Political Economy*, 2014, 122 (3), 507-553.
- [3] Bosquet, C., and H. G. Overman, "Why Does Birthplace Matter So Much?", *Journal of Urban Economics*, 2019, 110, 26-34.
- [4] 陈琳、袁志刚, "中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制", 《世界经济》, 2012年第6期, 第115—131页。
- [5] Chetty, R., and N. Hendren, "The Effects of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects", *Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133 (3), 1107-1162.
- [6] Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, "The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment", *American Economic Review*, 2016, 106 (4), 855-902.
- [7] Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez, "Where Is the Land of Opportunity: The Geography of Intergenerational Mobility in the United States", *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (4), 1553-1623.
- [8] 慈勤英、张芳, "城市贫困空间固化的社会治理研究", 《西南民族大学学报(人文社科版)》, 2017年第3期, 第1—5页。
- [9] Combes, P., G. Duranton, and L. Gobillon, "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!", *Journal of Urban Economics*, 2008, 63 (2), 723-742.

- [10] Combes, P., G. Duranton, L. Gobillon, and S. Roux, "Sorting and Local Wage and Skill Distributions in France", *Regional Science and Urban Economics*, 2012, 42 (6), 913-930.
- [11] Crowder, K., and S. South, "Spatial and Temporal Dimensions of Neighborhood Effects on High School Graduation", *Social Science Research*, 2011, 40 (1), 87-106.
- [12] Davis, D., and J. Dingel, "The Comparative Advantage of Cities", Working Paper, 2018.
- [13] Du, Z., R. Li, Q. He, and L. Zhang, "Decomposing the Rich Dad Effect on Income Inequality Using Instrumental Variable Quantile Regression", *China Economic Review*, 2014, 31, 379-391.
- [14] Eeckhout, J., R. Pinheiro, and K. Schmidheiny, "Spatial Sorting", *Journal of Political Economy*, 2014, 122 (3), 554-620.
- [15] 范剑勇、张雁, "经济地理与地区间工资差异", 《经济研究》, 2009 年第 8 期, 第 73—84 页。
- [16] Fan, Y., "Intergenerational Income Persistence and Transmission Mechanism: Evidence from Urban China", *China Economic Review*, 2016, 41, 299-314.
- [17] Fleisher, B. M., H. Li, and M. Q. Zhao, "Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China", *Journal of Development Economics*, 2010, 92 (2), 215-231.
- [18] 盖庆恩、朱喜、史清华, "劳动力市场扭曲, 结构转变和中国劳动生产率", 《经济研究》, 2013 年第 5 期, 第 87—97 页。
- [19] Ju, J., and X. Yu, "Productivity, Profitability, Production and Export Structures along the Value Chain in China", *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43 (1), 33-54.
- [20] 李春玲, "当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量", 《社会学研究》, 2005 年第 2 期, 第 74—102 页。
- [21] 李煜, "制度变迁与教育不平等的产生机制", 《中国社会科学》, 2006 年第 4 期, 第 67 页。
- [22] 梁琦、陈强远、王如玉, "户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化", 《中国社会科学》, 2013 年第 12 期, 第 36—59 页。
- [23] 梁文泉、陆铭, "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》, 2015 年第 3 期, 第 185—197 页。
- [24] 刘小鸽, "计划生育如何影响了收入不平等? ——基于代际收入流动的视角", 《中国经济问题》, 2016 年第 1 期, 第 71—81 页。
- [25] 陆铭, "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》, 2011 年第 6 期, 第 23—37 页。
- [26] 陆铭、陈钊、万广华, "因患寡, 而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响", 《经济研究》, 2005 年第 12 期, 第 4—14 页。
- [27] 陆铭、欧海军、陈斌开, "理性还是泡沫: 对城市化、移民和房价的经验研究", 《世界经济》, 2014 年第 1 期, 第 30—54 页。
- [28] Mion, G., and P. Naticchioni, "The Spatial Sorting and Matching of Skills and Firms", *Canadian Journal of Economics*, 2009, 42 (1), 28-55.
- [29] 彭国华, "技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距", 《经济研究》, 2015 年第 1 期, 第 99—110 页。
- [30] South, S., D. Haynie, and S. Bose, "Student Mobility and School Dropout", *Social Science Research*, 2007, 36 (1), 67-94.
- [31] 孙三百、黄薇、洪俊杰、王春华, "城市规模、幸福感与移民空间优化", 《经济研究》, 2014 年

第1期，第97—111页。

- [32] 万海远、李实，“户籍歧视对城乡收入差距的影响”，《经济研究》，2013年第9期，第43—55页。
- [33] 王学龙、袁易明，“中国社会代际流动性之变迁：趋势与原因”，《经济研究》，2015年第9期，第58—71页。
- [34] Wodtke, G. T., D. J. Harding, and F. Elwert, “Neighborhood Effects in Temporal Perspective: The Impact of Long-term Exposure to Concentrated Disadvantage on High School Graduation”, *American Sociological Review*, 2011, 76 (5), 713-736.
- [35] 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，第78—90页。
- [36] 姚枝仲、周素芳，“劳动力流动与地区差距”，《世界经济》，2003年第4期，第35—44页。
- [37] 袁媛，“社会空间重构背景下的贫困空间固化研究”，《现代城市研究》，2011年第3期，第14—18页。
- [38] Zhao, G., J. Ye, Z. Li, and S. Xue, “How and Why Do Chinese Urban Students Outperform Their Rural Counterparts?”, *China Economic Review*, 2017, 45, 103-123.

The Impact of Birthplace on Wages: Intergenerational Mobility and Spatial Rigidity

ZHANG Tao PAN Yan

(Shanghai University of International Business and Economics)

NIU Qingqing*

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract Intergenerational mobility and spatial disparity are fundamentally affecting social stratification and promotion, in which are key aspects in realizing Chinese Dream. This paper finds that the influence of the individual's birthplace on her future is determined by the family's intergenerational transmission and local human capital externalities. (1) The urban human capital and the households' intergenerational transmission have long-term effects on individual wages; (2) The flow of population between cities will weaken the solidification effect of the birthplace on individual wages. Using related exogenous shocks, such as the Family Planning Policy, the Compulsory Education Law of the People's Republic of China and the Third-line Construction, the solidification of space has not been significantly weakened. The government should improve the equalization of educational resources between regions and promote the flow of human capital between cities.

Keywords birthplace effect, intergenerational mobility, spatial rigidity

JEL Classification E24, I24, J61

* Corresponding Author: Niu Qingqing, College of Business, Shanghai University of Finance and Economics, No. 777 Guoding Road, Shanghai 200433, China, Tel: 86-15665592035; E-mail: qqingniu@163.com.