

我国人口迁移成本、城市规模与生产率

王丽莉 乔 雪*

摘 要 本文将包含人口流动摩擦的空间均衡模型与我国地级市数据相结合,研究人口迁移对我国劳动力资源配置、城市规模与经济效率的影响。研究发现,我国城市的劳动力进入壁垒远高于农村非农业部门,同时大城市的劳动力进入壁垒高于中小城市,导致我国城市化滞后于工业化,城市规模分布呈现出中小城市偏多、大城市偏少的扁平化特征。进一步降低人口流动壁垒将有利于我国城市规模的扩张与劳动力资源配置效率的改进。

关键词 人口流动,城市规模,空间资源错配

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.08

一、引 言

改革开放以来,我国经历了快速的结构转型与城市化。从 1978 年到 2014 年,我国非农就业份额由 29% 上升到 70%,城镇人口份额由 18% 上升到 54% (图 1)。与此同时,我国人口流动规模不断扩大。在 1987 年,我国流动人口只有 1 520 万人,约为总人口的 1.5% (Chan, 2010);根据《中国流动人口发展报告 2016》,到 2015 年,总流动人口达到 2.47 亿,占总人口的 18%。劳动力资源在农业与非农业部门、城市与农村以及各城市间的再配置,大大提高了我国的经济效率。

然而,如图 1 所示,我国的城市化仍然滞后于工业化进程(简新华和黄锟, 2010),城市化水平也低于世界上其他同等收入的国家(国务院发展研究中心和世界银行联合课题组, 2014)。根据世界银行 WDI 数据,2000 年我国的城镇化率与工业化率之比为 0.67,而这一比率在世界其余 126 个国家的平均值为 0.79。其中,2000 年美国的城镇化率与工业化率之比为 0.81,韩国的城镇化率与工业化率之比为 0.89,明显高于中国。

* 王丽莉,复旦大学经济学院;乔雪,中国人民大学经济学院。通信作者与地址:乔雪,北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学明德主楼 852,100872;电话:(010) 82500311;E-mail:qiaoxue@ruc.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目(71473141G0301)与中英合作交流项目(71661137007)的资助。感谢多伦多大学的 Loren Brandt 教授、Nathaniel Baum-Snow 教授分享数据,并对论文提出宝贵的建议。感谢朱晓东、文一、陆琳、郭美新等各位老师的有益评论,感谢第 17 届经济学年会参会者以及两位匿名审稿人的宝贵建议,同时感谢陆铭老师分享我国 1953 年的城市人口数据。

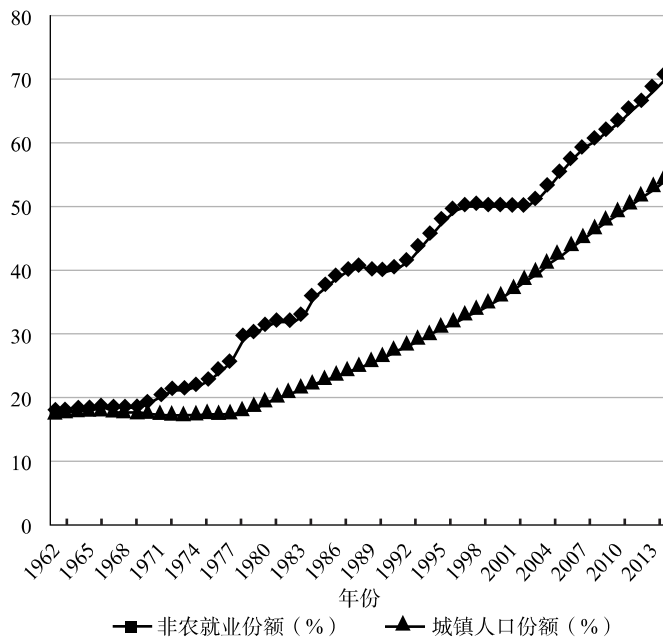


图1 我国的结构转型与城市化

资料来源：世界银行 WDI 数据库。

在我国的户籍政策下，流动人口因无法享受居住地的医疗、教育、养老等公共福利，仍需支付很高的迁移成本 (Tombe and Zhu, 2019)。与户籍挂钩的公共福利政策阻碍了我国的城市化进程 (Ngai *et al.*, 2018)。由于城市的户籍门槛更高，农业剩余劳动力更倾向于在农村从事非农业工作¹，因此城市人口增长有限。2000年人口普查数据显示，在所有从事非农业工作的农业劳动力中，只有不到40%进入城市。随着结构转型的逐步深入，滞后的城市化明显制约了中国经济的发展。

同时，尽管大城市聚集了更多的工作机会 (陆铭等, 2012)，劳动生产率更高 (踪家峰和周亮, 2015; 王建国和李实, 2015)，我国大城市的户籍政策反而更加严格。其中，2014年《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》明确要求“严格控制特大城市人口规模”。我国城市规模分布因而呈现出中小城市居多，(特)大城市偏少的扁平化特征，空间基尼系数明显低于世界其他国家 (Chan and Wan, 2017)。如图2所示，我国前五十名大城市的相对规模明显低于美国，而其余中小城市的相对规模则略高于美国。我国以城市规模为基础的户籍政策，阻止劳动力流入生产效率更高的大城市，导致一大部分城市规模不足，无法充分发挥城市的聚集效应 (Au and Henderson, 2006)，造成了效率与福利的损失。

¹ 特别是在20世纪80年代到21世纪初，我国乡镇企业“异军突起”，吸收了大量的农业剩余劳动力。而这一时期的户籍政策仍然十分严格，直到2003年一些省份才取消对外来人口的暂住证要求。

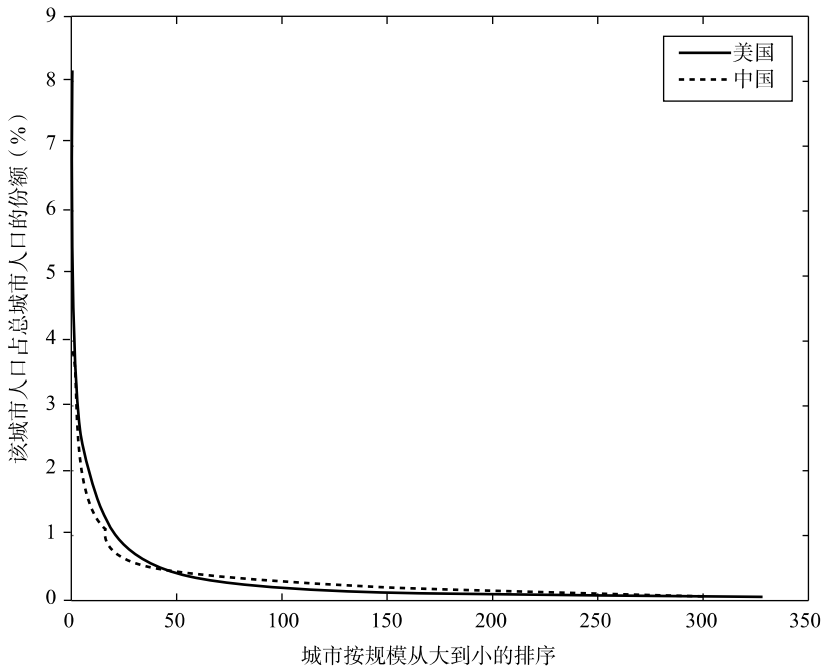


图 2 中美城市规模分布

注：数据来源于中国 2000 人口普查与 Desmet and Rossi-Hansberg (2013)。中美统计口径不一致，中国的城市是指地级市下辖的市辖区，美国的城市是指都市区。

本文构建包含人口迁移摩擦的多地区、三部门一般均衡模型，并利用我国 2000 年和 2005 年的地级市数据，研究迁移成本对我国城市规模分布、城市化水平与经济效率的影响。通过反事实分析，我们发现在 2000 年我国的流动人口存量能够解释 11.1% 的总产出增长；到 2005 年，我国劳动力迁移成本下降，使经济效率提高 4%。然而，我国的人口迁移成本仍然很高，城市的劳动力进入壁垒远高于农村非农业部门，同时大城市的劳动力进入壁垒高于中小城市，造成我国城市化滞后于工业化，城市体系呈现扁平化特征。进一步降低人口流动壁垒将有利于我国城市规模的扩张与经济效率的改进。

本文首先与研究劳动力迁移成本的文献相关。Redding (2016) 构建了包含区域贸易与人口流动的量化空间模型，为区域经济的量化研究提供了有效工具。Bryan and Morten (2015) 基于人口流动的空间模型对印度尼西亚劳动生产率的增长进行分解，发现自 1976 年以来该国 45% 的劳动生产率增长来自人口迁移成本的下降与高生产率地区舒适度的改善。另一些文献研究中国的人口迁移成本对劳动力的空间配置与经济效率的影响（如 Ma and Tang, 2020）。其中，Tombe and Zhu (2019) 构建了包含区域贸易与人口流动的一般均衡模型，测量我国的贸易与人口迁移成本，并研究其对总劳动生产率的影响。结果显示，在 2000—2005 年，贸易与迁移成本的下降能够解释高达 36% 的劳动生产率增长。

第二类与本文相关的文献关注城市规模。Desmet and Rossi-Hansberg (2013) 将城市规模分布的决定因素分解为城市效率、便利设施与摩擦,指出更高的生产效率、更好的城市设施将形成更大的城市,但同时也会由于拥挤效应而产生更多的摩擦。刘修岩与李松林(2017)基于 Desmet and Rossi-Hansberg (2013) 的空间模型,研究中国城市规模分布的决定因素,发现迁移摩擦是造成中国城市体系扁平化的关键因素。由于户籍政策的限制,很多中国城市规模不足(柯善咨与赵曜,2014;梁靖等,2015)。Au and Henderson (2006) 使用中国地级市数据估计城市劳动生产率与城市规模的倒 U 形关系,研究发现,中国城市的聚集收益很高,但中国一大部分城市的规模低于最优规模,造成了收入损失。

本文还与研究空间资源错配问题的文献密切相关(如 Brandt *et al.*, 2013; Fajgelbaum *et al.*, 2015)。Hsieh and Moretti (2015) 基于 Rosen-Roback 模型推导出,一国经济的总增长率与每个城市的增长率正相关,与城市间工资率的分散水平负相关。数据显示,美国城市间名义工资的分散水平在 1964—2009 年翻一番,使美国总 GDP 损失 13.5%。Brandt *et al.* (2013) 测量了中国在 1985—2007 年省间与省内部部门间的要素错配,发现要素错配使中国非农产业的 TFP 损失 20%;其中,省间的要素错配以劳动力错配为主。

与以上文献不同,本文从中国的户籍政策出发,将人口迁移成本与城市规模相结合,研究劳动力进入壁垒对中国城市规模分布、城市化与经济效率的影响。首先,本文参考 Tombe and Zhu (2019) 的方法估计劳动力迁移成本。与其不同的是:第一,从研究问题上看,本文主要关注劳动力迁移成本对中国城市规模分布的影响。第二,从模型框架上看,本文将 Tombe and Zhu (2019) 与 Ngai *et al.* (2018) 相结合,构建了农业、农村非农业与城市非农业三个生产部门。基于这一设定,本文利用我国劳动力进入壁垒的城乡差异解释城市化滞后于工业化的现象。第三,从政策意义上看,本文发现我国一线大城市的劳动力进入壁垒高于中小城市,这既能够解释我国城市规模扁平化的特征,也与我国大城市户籍政策更加严格的现实相吻合。

其次,本文利用迁移摩擦解释中国城市体系的扁平化特征,与刘修岩和李松林(2017)的研究视角类似。本文的不同之处在于:第一,从研究问题上看,本文更加关注迁移成本对劳动力空间资源错配与经济效率的影响;第二,从模型框架上看,本文不仅关注城市间的人口流动,还关注城乡人口流动,这更加符合我国处于城市化进程中的现实;第三,从估计方法上看,本文将微观人口数据与空间迁移模型相结合,对双边迁移成本的估计更加精确。

本文结构安排如下:第二部分是量化模型,第三部分是数据与估计,第四部分是反事实分析,第五部分是稳健性检验,第六部分是结论。

二、量化模型

本文的模型包含 N 个区域，代表我国的 N 个地级市²。每个区域再划分为两个子区域，农村与城市。农村劳动力从事农业生产与非农业生产，城市劳动力专门从事非农业生产。因此，模型总共包含三个部门，即农业部门，农村非农业部门与城市非农业部门³，标记为 $j \in \{a, r, u\}$ 。各个地区、部门的生产效率、土地禀赋与户籍人口数不同。地区 n 部门 j 的户籍劳动力为 \bar{L}_n^j ，土地禀赋为 S_n^j ，用于生产与住房。

(一) 生产

地区 n 部门 j 的生产函数是

$$Y_n^j = A_n^j L_n^{j\beta_j} S_{Y_n}^{j(1-\beta_j)}, \quad (1)$$

其中， A_n^j ， L_n^j 与 $S_{Y_n}^j$ 分别代表全要素生产率、劳动力与生产性土地。假定完全竞争的市场，地区 n 部门 j 的产品价格为 $p_n^j = \omega_n^{j\beta_j} r_n^{j(1-\beta_j)} / (\beta_j^{\beta_j} \times (1-\beta_j)^{1-\beta_j} \times A_n^j)$ 。其中， ω_n^j 与 r_n^j 分别代表劳动力工资与地租。 $R_n^j = p_n^j Y_n^j$ 代表地区 n 部门 j 的收入。

假定每个地区生产的产品具有异质性⁴，部门 j 的总产出是 N 个地区产品的 CES 加总 (Bryan and Morten, 2015; Hsieh and Moretti, 2015)，即

$$Y^j = \left(\sum_{n=1}^N Y_n^j \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}. \quad (2)$$

假设区域间的贸易成本为 0，各地区消费者购买产品 j 的价格相同，为 $P^j = \left(\sum_{n=1}^N p_n^{j(1-\sigma)} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。该经济对地区 n 部门 j 产品的需求为

$$Y_n^j = \left(\frac{p_n^j}{P^j} \right)^{-\sigma} Y^j. \quad (3)$$

该经济的总产值为 $R = \sum_{j \in \{a, r, u\}} R^j = \sum_{j \in \{a, r, u\}} P^j Y^j$ 。

(二) 偏好

地区 n 部门 j 劳动者的效用函数为

$$u_n^j = b_n^j (c_n^{j,a\epsilon a} c_n^{j,na(1-\epsilon a)})^a s_{U_n}^{j(1-a)}. \quad (4)$$

² 还包括同等级的自治州、地区和盟。地级市是我国的第二级行政区划单位，下辖市辖区、县、县级市等。地级市下辖的市辖区相当于城市。

³ 我们对经济部门的划分参考了 Ngai *et al.* (2018)。农业生产主要分布在农村地区，城市的农业部门很小。因而本文将城市非农业就业规模定义为城市规模。

⁴ 另一种等价的设定方法是每个地区生产同质性产品，同时生产函数规模报酬递减 (Hsieh and Moretti, 2015)。

劳动者的效用取决于异质性偏好 b_n^j 、农产品消费 $c_n^{j,a}$ 、非农产品消费 $c_n^{j,na}$ 与住房面积 s_{Un}^j 。其中,非农产品消费是农村非农产品消费与城市非农产品消费的 CES 加总 (Ngai *et al.*, 2018), 即

$$c_n^{j,na} = [\psi c_n^{j,r}{}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\psi) c_n^{j,u}{}^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (5)$$

劳动力的预算约束为 $P^a c_n^{j,a} + P^{na} c_n^{j,na} + r_n^j s_{Un}^j = v_n^j$, 其中 $P^{na} c_n^{j,na} = P^r c_n^{j,r} + P^u c_n^{j,u}$, v_n^j 是单位劳动力的名义收入。因此,劳动力的间接效用函数为

$$U_n^j = \frac{\phi b_n^j v_n^j}{P^{a\epsilon_a\alpha} P^{na(1-\epsilon_a)\alpha} r_n^{j(1-\alpha)}} = \phi b_n^j V_n^j \quad (6)$$

其中, $\phi = (\epsilon_a^{-\epsilon_a} (1-\epsilon_a)^{(1-\epsilon_a)\alpha})^\alpha (1-\alpha)^{(1-\alpha)}$ 是常数, $V_n^j = \frac{v_n^j}{P^{a\epsilon_a\alpha} P^{na(1-\epsilon_a)\alpha} r_n^{j(1-\alpha)}}$ 代表单位劳动力的实际收入。

将农产品的价格设为 1, 即 $P^a = 1$ 。由最优消费决策与市场出清条件可得

$$P^{na} = \frac{(1-\epsilon_a) c^a}{\epsilon_a c^{na}} = \frac{(1-\epsilon_a) Y^a}{\epsilon_a Y^{na}} \quad (7)$$

$$\frac{P^r}{P^u} = \frac{\psi}{1-\psi} \left(\frac{c_u}{c_r} \right)^{\frac{1}{\eta}} = \frac{\psi}{1-\psi} \left(\frac{Y_u}{Y_r} \right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (8)$$

$$P^{na} = [\psi^\eta P^{r(1-\eta)} + (1-\psi)^\eta P^{u(1-\eta)}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (9)$$

(三) 收入与地租

将每个地区与部门的所有土地收入分配给在该地区、部门工作的劳动力 (Helpman, 1998; Redding, 2016), 地区 n 部门 j 所有劳动力的总收入为 $v_n^j L_n^j = w_n^j L_n^j + (1-\beta_j) p_n^j Y_n^j + (1-\alpha) v_n^j L_n^j$ 。给定 $w_n^j L_n^j = \beta_j p_n^j Y_n^j$, 单位劳动力的名义收入为

$$v_n^j = \frac{1}{\alpha\beta_j} w_n^j \quad (10)$$

给定地区 n 部门 j 的土地禀赋 S_n^j , 与土地市场出清条件 $r_n^j S_n^j = (1-\alpha) \times v_n^j L_n^j + (1-\beta_j) P^j Y_n^j$, 地区 n 部门 j 的地租为

$$r_n^j = \frac{(1-\alpha\beta_j) w_n^j L_n^j}{\alpha\beta_j S_n^j} \quad (11)$$

由于土地禀赋恒定, 当地区 n 部门 j 的人口增多时, 土地租金会上升。

(四) 人口流动

参考 Redding (2016), 劳动者对于每个地区、部门具有异质性偏好。这些偏好冲击由 Fréchet 分布 $G_n(b) = e^{-b^{-\kappa}}$ 中抽取, 并在地区、部门与劳动者间相互独立。其中, 参数 κ 描述了劳动者对每个地区、部门偏好的离散度。

按照中国的户籍制度, 每位劳动者拥有一个地区的农业户口或非农业户

口。地区 k 部门 i 的户籍劳动力选择迁移到地区 n 部门 j 以最大化自身效用。但迁移到非户口所在地或非所属部门⁵将产生迁移成本 μ_{kn}^{ij} (Tombe and Zhu, 2019)。令 m_{kn}^{ij} 代表户籍在地区 k 部门 i 的劳动力迁移到地区 n 部门 j 的份额，由大数定律可以推导出

$$m_{kn}^{ij} = \text{pr} \left(\frac{b_n^j v_n^j}{\mu_{kn}^{ij} r_n^{j(1-\alpha)}} \geq \max_{m, s} \frac{b_m^s v_m^s}{\mu_{km}^{is} r_m^{s(1-\alpha)}} \right) = \frac{\left(\frac{v_n^j}{\mu_{kn}^{ij} r_n^{j(1-\alpha)}} \right)^\kappa}{\sum_{s \in \{a, r, u\}} \sum_{m=1}^N \left(\frac{v_m^s}{\mu_{km}^{is} r_m^{s(1-\alpha)}} \right)^\kappa}. \quad (12)$$

因此，迁入某一地区的劳动力份额取决于该地区的收入、生活成本（地租）与迁入成本相对与其他地区的水平。地区 n 部门 j 的劳动力数量为

$$L_n^j = \sum_{k, i} m_{kn}^{ij} \bar{L}_k^i. \quad (13)$$

（五）一般均衡

在一般均衡下，一系列工资率 $\{\omega_n^j\}$ 、地租 $\{r_n^j\}$ 、产品价格 $\{P^j\}$ 、劳动力迁移份额 $\{m_{kn}^{ij}\}$ 与劳动力数量 $\{L_n^j\}$ 使式 (3) 与式 (7) — (13) 对所有地区 $n = \{1, 2, \dots, N\}$ 与部门 $j = \{a, r, u\}$ 成立。

（六）反事实分析中的新均衡

参考 Dekle *et al.* (2007) 与 Tombe and Zhu (2019)，我们把反事实分析中新均衡值 x' 相对于初始均衡值 x 的变化定义为 $\hat{x} = x'/x$ 。由式 (10) — (11)，可得 $\hat{v}_n^j = \hat{\omega}_n^j = \hat{p}_n^j \hat{L}_n^{j\beta_j - 1}$ ， $\hat{r}_n^j = \hat{\omega}_n^j \hat{L}_n^j$ 。这样，由式 (12) — (13)，我们可以得到新均衡下的迁移矩阵与劳动力数量。

$$m_{kn}^{ij'} = \frac{m_{kn}^{ij} (\hat{p}_n^j \hat{L}_n^{ja\beta_j - 1} / \hat{\mu}_{kn}^{ij})^\kappa}{\sum_{m, s} m_{km}^{is} (\hat{p}_m^s \hat{L}_m^{sa\beta_j - 1} / \hat{\mu}_{km}^{is})^\kappa}, \quad (14)$$

$$L_n^{j'} = \hat{L}_n^j L_n^j = \sum_{k, i} m_{kn}^{ij'} \bar{L}_k^i. \quad (15)$$

由式 (1) — (3)，可以推导出如下 $3N$ 个公式

$$R^j \hat{L}_n^{j\beta_j} \hat{p}_n^{j\sigma} = \hat{P}^{j\sigma} \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^j \hat{L}_n^{j\beta_j})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (16)$$

其中， $\hat{P}^a = 1$ 。由式 (6) — (9) 可以推导出非农产品价格的变化率

⁵ 比如，农业户口的劳动力从事非农业生产。2014年7月30日，《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》明确了建立城乡统一的户籍制度，取消农业户口与非农业户口性质的区分。由此，跨部门的劳动力迁移成本将逐步降低。

$$\hat{P}^r = \frac{\left(\frac{\varepsilon_r}{\varepsilon_a}\right) \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^a \hat{L}_n^{a \beta u})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}}{\psi \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^r \hat{L}_n^{r \beta r})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + (1-\psi) \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^r \hat{L}_n^{r \beta r})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left(\hat{\omega}_0 \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^u \hat{L}_n^{u \beta u})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}\right)^{\frac{1}{\eta}}}, \quad (17)$$

$$\hat{P}^u = \frac{\frac{\varepsilon_u}{\varepsilon_a} \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^a \hat{L}_n^{a \beta u})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}}{(1-\psi) \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^u \hat{L}_n^{u \beta u})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} + \psi \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^u \hat{L}_n^{u \beta u})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \left(\frac{1}{\hat{\omega}_0} \left(\sum_n (\hat{\omega}_n^r \hat{L}_n^{r \beta r})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}\right)^{\frac{1}{\eta}}}, \quad (18)$$

其中, $\hat{\omega}_n^j = R^{j \frac{1}{1-\sigma}} R_n^{j \frac{\sigma}{\sigma-1}}$, $\hat{\omega}_0 = \left[\frac{\psi^\eta R_u}{(1-\psi)^\eta R_r} \right]^{\frac{1}{\eta-1}}$, $\varepsilon_r = \psi (1-\varepsilon_a)$, 以及 $\varepsilon_u = (1-\psi) (1-\varepsilon_a)$ 。

给定初始均衡值 $\{R^j, R_n^j, L_n^j, m_{kn}^{ij}\}$, 与劳动力迁移成本的变化 $\{\hat{\mu}_{kn}^{ij}\}$, 我们可以通过求解由式 (14) — (18) 给出的 $3N \times 3N + 6N + 2$ 个等式, 得到 $3N \times 3N + 6N + 2$ 个解 $\{\hat{P}^r, \hat{P}^u, \hat{p}_n^j, \hat{L}_n^j, m_{kn}^{ij'}\}$, 从而获得该经济的新均衡值。我们将实际 GDP 定义为在初始均衡价格下, 三个生产部门的增加值与住房服务价值的总和。那么, 实际 GDP 的变化可表示为

$$\hat{Y} = (1-\alpha) + \alpha \sum_{j \in \{a, r, u\}} \varepsilon^j \hat{R}^j / \hat{P}^j, \quad (19)$$

其中, 地区 n 部门 j 收入的变化为 $\hat{R}_n^j = \hat{p}_n^j \hat{L}_n^{j \beta j}$, 部门 j 总收入的变化为 $\hat{R}^j = \left(\sum_n R_n^j \hat{R}_n^j\right) / R^j$, 产品 j 价格的变化为 $\hat{P}^j = \left(\frac{R_n^j}{\hat{R}_n^j}\right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \hat{p}_n^j$ 。

三、数据与估计

(一) 数据来源与初始均衡值

城市指非农业产业和非农业人口的聚集地, 人口密度通常比较高。Baum-Snow *et al.* (2017) 与 Desmet and Rossi-Hansberg (2013) 指出中国地级市下辖的市辖区与美国都市区最为接近, 因此本文将城市界定为地级市的市辖区, 农村界定为市辖区以外的区域。⁶由《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴与人口普查数据, 我们获得了 2000 年、2005 年我国各地级市三部门的 GDP、劳动力以及区域、部门间的人口流动数据。其中, 《中国城市统计年

⁶ 地级市扣除市辖区后包括县和县级市。由于县和县级市的农业就业份额较高、人口密度较低, 本文未将其划入城市。因此, 本文的“农村”包括“镇和乡村”, 是一个广义的概念。一些与地级市同等级的自治州没有设立市辖区, 我们将整个区域界定为农村地区。

鉴》提供了各地级市与市辖区按三次产业分的 GDP，由此我们可以获得各地级市三部门的 GDP，对应模型中的 R_n^j 。自治州、地区与盟的分部门 GDP 来自各省统计年鉴。各地区的农业、非农业劳动力数据来自各省统计年鉴，非农业劳动力的城乡分布来自 2000 年人口普查（Census）与 2005 年人口抽样调查（Mini-Census）。

本文在计算实际收入时考虑了各地区生活成本的差异。我们将 Brandt and Holz (2006) 构建的 1990 年省级城乡居民消费价格作为基价，然后利用历年 36 个大中城市的 CPI、各省城镇与乡村 CPI，构建出 2000 年、2005 年各省乡村居民消费价格、大城市居民消费价格与小城市居民消费价格⁷。2002 年城乡住户调查数据显示，我国城区和镇区是非农产业的聚集地，乡村是农业生产与农业劳动力的聚集地。参考 Tombe and Zhu (2019)，我们使用乡村居民消费价格平减农业名义 GDP，使用城镇居民消费价格平减非农业名义 GDP。

我们把 2000 年的数据作为初始均衡。根据数据可得性，全国经济被划分为 265 个地区。表 1 展示了各部门的平均劳动力生产率。我们发现，首先，农业劳动生产率大大低于非农业劳动生产率；而在非农业部门内部，农村劳动生产率也只有城市劳动生产率的 60%。其次，表 1 中的高标准差反映出，在各个部门内部，区域间的劳动生产率差异也很大。我国劳动生产率在部门间与区域间存在较大差异。此外，如图 3 所示，城市非农劳动生产率与城市规模成正比。由于聚集效应的存在，大城市的生产效率更高。因此，在部门间、区域间按照劳动生产率的差异重新配置劳动力，继续推进结构转型与城市化，将使整个经济的效率显著提高。

表 1 单位劳动力 GDP 的描述性统计

	地区数 (个)	平均值 (元)	标准差 (元)
农业	265	5 836.365	3 807.71
农村非农业	253	18 605.07	10 500.99
城市非农业	246	31 332.95	17 820.78

资料来源：《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴与 2000 年人口普查。

2000 年人口普查与 2005 年人口抽样调查的微观数据提供了劳动力的居住地、所从事的行业、户口所在地以及户口类型（农业户口或非农业户口）这些信息。如果劳动力的居住地与户口所在地不同，或者从事的行业与户口类型不一致，就被定义为迁移人口。由此，我们可以构建出各地区、部门间的

⁷ 参考国家统计局构建 CPI 的方法，我们由一省总体的城镇居民 CPI 与该省大中城市的 CPI，以区域城镇居民消费支出为权重，计算出该省大城市以外地区的 CPI，作为该省小城市的 CPI。由此，我们能够控制不同规模城市生活成本的差异。

人口迁移份额矩阵 $\{m_{k,n}^{i,j}\}$ 。

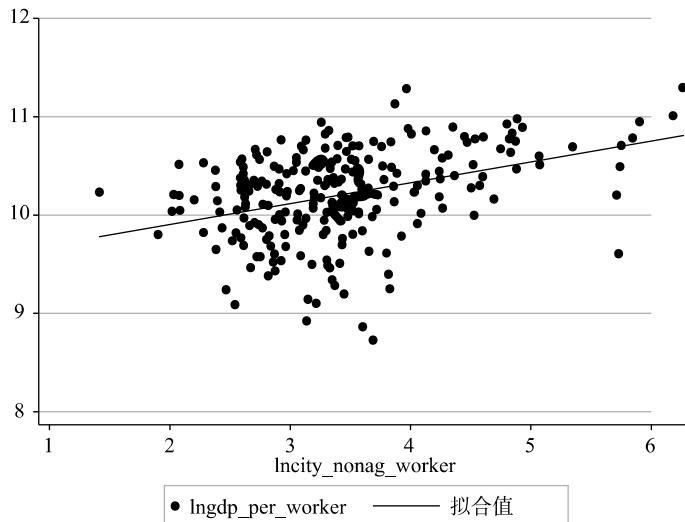


图3 城市规模与劳动生产率

注：横轴为2000年我国各地级市市辖区的非农劳动力的对数，纵轴为市辖区劳均非农GDP的对数，不包含大庆、克拉玛依等石油城市。

表2汇总了2000年与2005年我国劳动力的迁移情况。首先，我国劳动力的流动规模很大，2000年已达到1.17亿，占总劳动力的近20%。其次，农业户籍人口从事非农业劳动是我国流动人口的主体，占总流动劳动力的85%以上；而在这些劳动力中，约60%选择在农村从事非农工作。此外，从2000年到2005年，人口流动规模继续扩大，总流动人口增长超过5000万，同时进入城市的农业劳动力增长加快⁸。

表2 我国劳动力迁移情况

	总流动 劳动力	跨地区 流动	地区内跨 部门流动	农业户口 (从事非农工作)	农业户口(在农 村从事非农工作)	农业户口(在城 市从事非农工作)
2000年绝对值 (百万)	116.6	38.7	77.9	101.4	61.2	40.2
2000年占总劳动 力的份额(%)	19.42	6.45	12.98	16.89	10.19	6.70
2005年绝对值 (百万)	169.4	51.8	117.6	149.6	85.3	64.2
2005年占总劳动 力的份额(%)	24.52	7.49	17.03	21.65	12.35	9.29

注：表中数据来自2000年人口普查、2005年人口抽样调查，流动劳动力为存量数据。

⁸ 城市劳动力增长的一部分原因是城区的边界扩大。受数据可得性限制，本文并未对2000—2005年的行政边界进行调整。由于本文的数值模拟并不依赖于两年的总量指标，而是基于各地区平均迁入成本的变化率，因此行政边界调整形成的扰动可以忽略。

(二) 模型参数校准

本文模型需要校准的参数包括 $\{\beta_a, \beta_{na}, \sigma, \eta, \alpha, \epsilon_a, \psi, \kappa\}$ 。由于我国要素市场存在扭曲，并缺少分部门的土地收入数据，我们使用 Caselli and Coleman (2001) 计算的美国农业、非农业部门的要素收入份额校准 β_a 和 β_{na} (Tombe and Zhu, 2019)。其中，美国农业增加值的劳动力、土地与资本收入份额分别为 0.6、0.19 与 0.21；非农业增加值的劳动力、土地与资本收入份额分别为 0.6、0.06 与 0.34。由于本文的生产函数中不包含资本，我们可以推导出 $\beta^a = 0.6 / (1 - 0.21) = 0.76$ ， $\beta^{na} = \beta^r = \beta^u = 0.6 / (1 - 0.34) = 0.91$ 。

参考 Allen and Arkolakis (2014)、Bryan and Morten (2015)，我们将各地产品的区域间替代弹性 σ 设为 8。Ngai *et al.* (2018) 将农村非农业产品与城市非农业产品的替代弹性 η 设为 1—5，我们取中间值 3。国家统计局的年度数据显示，2000 年我国城镇居民的居住消费支出份额为 11%，农村居民的居住消费支出份额为 15%，我们将居民非住房消费支出份额 α 设为 0.87 (Tombe and Zhu, 2019)。 ϵ_a 代表居民农产品消费支出占非住房消费支出的份额，由式 (7) 可得 $\epsilon_a = R_a / R = 0.16$ ，与我国 2002 年投入产出表中的居民农产品消费份额接近。类似地，我们将参数 ψ 校准为 $\psi = R_r / (R_r + R_u) = 0.46$ 。

参数 κ 代表人口迁移的收入弹性。Redding (2016) 将人口迁移的收入弹性设为 4，Tombe and Zhu (2019) 将人口迁移的收入弹性估计为 1.5⁹。在关于美国职业流动性的研究中，Hsieh *et al.* (2013) 估计的收入弹性系数为 3.44，Cortes and Gallipoli (2014) 使用的收入弹性系数为 3.23。参考这些文献，本文将参数 κ 设为 3。本文的模型参数校准汇总在表 3 中。

表 3 模型的参数校准

参数	校准值	参数的描述 / 校准目标
β_a	0.76	农业增加值（不含资本）的劳动力收入份额
β_{na}	0.91	非农业增加值（不含资本）的劳动力收入份额
σ	8	产品的区域间替代弹性
η	3	农村非农产品与城市非农产品的替代弹性
α	0.87	居民非住房消费支出的份额
ϵ_a	0.16	农产品消费支出占非住房消费支出的份额
ψ	0.46	农村非农产品消费支出占非农产品消费支出的份额
κ	3	人口迁移的收入弹性

⁹ 在 Tombe and Zhu (2015) 的工作论文中，他们将该参数校准为 2.54。

(三) 迁移成本的估计

给定各地区三部门的人均实际收入 $\{V_n^j\}$, 各地区、部门间的人口迁移份额 $\{m_{kn}^{ij}\}$ 与模型参数 κ , 我们由式 (12) 计算出劳动力迁移成本 $\{\mu_{kn}^{ij}\}$ ¹⁰。如表 4 所示, 2000 年我国劳动力的平均迁移成本为 3.13, 这意味着流动人口平均损失 68% 的实际收入。与本文的估计结果相一致, 我国 2002 年家庭收入调查 (CHIP2002) 数据显示, 大多农民工认为城市收入比留在农村地区的收入高 3 倍左右。高昂的迁移成本使得我国城乡收入差距长期维持在较高水平。

分部门来看, 我国城市非农业部门的平均迁入成本为 6.57, 是农村非农业部门平均迁入成本的 2 倍以上。从 2000 年到 2005 年, 我国劳动力的平均迁移成本下降了 14.6%, 但仍然很高。其中, 农村非农业部门的平均迁入成本下降了 13%, 城市非农业部门的平均迁入成本下降了 12%。

表 4 劳动力的平均迁移成本

	2000 年	2005 年	变化 (%)
平均迁移成本	3.13	2.68	-14.60
农村非农业部门平均迁入成本	2.63	2.28	-13.16
城市非农业部门平均迁入成本	6.57	5.78	-11.94

注: 平均迁移(入)成本是以迁移(入)劳动力数量为权重的调和加权平均数。在构建 2005 年的总体平均迁移成本时, 我们使用三部门 2000 年的迁入劳动力数量作为权重。由此, 总体平均迁移成本的变化不受迁移权重变化的影响。

我国一线大城市的迁入成本明显高于中小城市。其中, 2000 年北京、上海、广州三个一线大城市的平均迁入成本为 8.69, 44 个新一线城市与二线城市(不包括东莞)的平均迁入成本为 7.57, 三线以上城市的平均迁入成本¹¹为 5.27。作为流动人口的聚集地, 深圳与东莞的平均迁入成本为 3.59, 明显低于其他城市。

为了研究劳动力进入壁垒与城市规模的关系, 我们假定劳动力的迁移成本与两地间的距离以及迁入地的进入壁垒正相关 (Ma and Tang, 2020), 即 $\mu_{kn}^{ij} = \lambda_0 d_{kn}^{\lambda_1} e_n^j$ 。其中, λ_0 与 λ_1 是常数, d_{kn} 是 k 、 n 两地的大圆距离, e_n^j 是地区 n 部门 j 的进入壁垒。基于这个假设, 我们进行如下两步回归分析。

$$\ln \mu_{kn}^{iu} = \ln \lambda_0 + \lambda_1 \ln d_{kn} + \sum \lambda_s x_s + \ln e_n^u + \xi_{kn}^{iu}, \quad (20)$$

$$\ln e_n^u = \rho_0 + \rho_1 \ln L_n^u + \xi_n^u. \quad (21)$$

首先, 对方程 (20) 进行回归, 获得迁入城市的固定效应 e_n^u 。其中,

¹⁰ 我们将非流动人口的迁移成本标准化为 1, 即 $\mu_{in}^{ij} = 1$; 如果两地间的流动人口数为 0, 则迁移成本为 ∞ 。

¹¹ 城市分级参考 2017 年《第一财经周刊》的名单。平均迁入成本的计算方法与表 4 相同。

x_s 是控制变量，包括是否跨部门迁移、是否跨地级市迁移、是否跨省迁移以及来源地固定效应。然后，我们由方程（21），得到决定城市进入壁垒与城市规模关系的系数 ρ_1 。此外，我们还使用各城市以迁入劳动力数量为权重的加权平均迁入成本 $\bar{\mu}_n^u$ 作为进入壁垒的替代变量，对城市规模进行回归分析。

由于进入壁垒低的城市规模扩张更快，自变量与因变量可能存在双向因果的关系。为了解决内生性问题，我们参考陆铭等（2012）的方法，使用 1953 年的城市人口数量作为 2000 年城市规模的工具变量。表 5 展示了回归分析结果¹²。我们发现，当城市规模扩大 1% 时，城市的进入壁垒会扩大 0.089%—0.132%。其中，使用工具变量后，城市规模的系数更大。

表 5 城市进入壁垒与城市规模

变量	OLS		IV	
	$\ln e^u$	$\ln \bar{\mu}_n^u$	$\ln e^u$	$\ln \bar{\mu}_n^u$
$\ln L^u$	0.089*** (0.028)	0.100*** (0.033)	0.132*** (0.044)	0.122*** (0.044)
常数项	0.957*** (0.101)	2.412*** (0.127)	0.858*** (0.164)	2.439*** (0.177)
变量数	236	236	107	107
R 平方	0.03	0.021	0.002	0.043

注：括号内是标准差，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

四、反事实分析

（一）人口流动的经济贡献

1. 2000 年的流动人口存量

基于反事实分析的方法，我们首先测算 2000 年的流动人口存量对经济总产出的贡献。我们将流动人口划分为同一地区跨部门、同一部门跨地区以及跨地区并跨部门三类。为了计算同一地区跨部门人口流动的经济贡献，我们在反事实分析中，将同一地区跨部门的劳动力迁移成本设为无穷大，其他类型的劳动力迁移成本保持不变，即若 $k = n$ ， $i \neq j$ ，则 $\hat{\mu}_{kn}^{ij} = \infty$ ；否则 $\hat{\mu}_{kn}^{ij} = 1$ 。在这样的设定下，一个地区持有农业户籍的人口将不会在本地区内从事非农业劳动。经计算发现，地区内部跨部门的人口流动，使我国农业劳动力减少 6.76%，农村非农业劳动力增长 11.76%，城市非农业劳动力增长 3.42%，实际 GDP¹³ 增长 4.15%。显然，地区内部的人口流动，对我国农村非农业劳

¹² 我们在方程（21）的回归中，删除了石油城市大庆、克拉玛依等异常值。由于 1953 年的城市数量较少，工具变量回归的样本减少。

¹³ 由于劳动力总量不变，实际 GDP 的增长等价于总劳动生产率的提高。

动力增长的贡献更大,而对城市化的贡献有限。

为了测算跨地区并跨部门的人口流动的经济贡献,我们在反事实实验中,将跨地区并跨部门的人口迁移成本设为无穷大,其他类型的人口迁移成本保持不变,即若 $k \neq n, i \neq j$, 则 $\hat{\mu}_{kn}^i = \infty$; 否则 $\hat{\mu}_{kn}^i = 1$ 。结果显示,跨地区并跨部门的人口流动,使我国城市非农业劳动力增长 18.45%,经济总生产率上升 6.68%。相比而言,跨地区的人口流动对我国城市化的贡献更大。其中,北京、上海、广州、深圳、东莞这些主要人口流入城市在劳动力与总产出上的收益最大。

将同一地区跨部门、同一部门跨地区¹⁴以及跨地区并跨部门三类流动人口对经济总产出的贡献直接加总,2000年的流动人口存量使我国的实际GDP总共增长了11.1%。其中,同一地区跨部门的人口流动对这一增长的贡献率为37%,跨地区并跨部门的人口流动的贡献率为60%。

2. 2005年人口迁移成本的下降

如前所述,从2000年到2005年,我国总流动劳动力增长了5000万。其中,农业户籍人口进入农村非农业部门的总量增长了约2410万,进入城市非农业部门的总量增长了约2400万(表2)。在这一时期,农村非农业部门的平均迁入成本下降了约13%,城市非农业部门的平均迁入成本下降了约12%(表4)。在反事实分析中,我们按比例调整2000年的劳动力迁移成本,使各地区农村非农业部门与城市非农业部门的平均迁入成本分别降低到2005年的水平,即对于所有 $k \in \{1, 2, \dots, N\}, i \in \{a, r, u\}$, $\hat{\mu}_{kn}^i = \bar{\mu}_{n,05}^i / \bar{\mu}_{n,00}^i$ 。其中, $\bar{\mu}_n^i$ 是地区 n 部门 j 以迁入劳动力数量为权重的加权平均迁入成本, $j \in \{r, u\}$ 。

结果显示,当劳动力迁移成本降低到2005年的平均水平后,农业部门的劳动力降低6.15%,农村非农业部门的劳动力增长8.03%,城市非农业部门的劳动力增长4.4%,经济的总生产率增长4.04%。从2000年到2005年,我国劳动力的迁移成本下降,使经济的总生产效率得到改进。但不容忽视的是,目前我国城市的进入壁垒仍然保持在较高水平,进一步改革的空间仍很大。

(二) 进一步降低城市进入壁垒的收益

1. 城市进入壁垒与城市规模

我国大城市的户籍政策更加严格。我们经计算发现,2000年北京、上海、广州三个一线大城市的平均迁入成本是三线以上城市的1.65倍,是深圳、东莞两个移民城市的2.42倍;新一线与二线城市的平均迁入成本是三线以上城市的1.44倍,是移民城市的2.11倍;三线以上城市的平均迁入成本是移民城市的1.47倍。

我们在本节首先按比例分别缩小一、二线城市的迁入成本,使一、二线

¹⁴ 我国同一部门跨地区的人口流动的规模及对经济的贡献都很小,我们不再具体介绍。

城市的平均迁入成本等于三线以上城市的平均迁入成本。即对于三个一线城市 n , $\hat{\mu}_{kn}^{iu} = 0.606$; 对于所有新一线与二线城市 n , $\hat{\mu}_{kn}^{iu} = 0.694$; 其余地区的迁入成本保持不变。当某一地区的迁入成本下降后, 该地区劳动力数量增多, 实际产出上升。由于在 CES 函数设定下, 各地区产品无法完全替代, 该地区产品的相对价格会下降。因此, 该地区的劳动力报酬会逐渐下降, 直至该经济达到新的均衡。在这个反事实实验中, 新均衡下的农业劳动力减少 1.33%, 农村非农业劳动力减少 5.06%, 城市非农业劳动力增长 12.83%, 实际 GDP 增长 4.64%。与此同时, 各地区、部门劳动生产率的标准差降低了 8.72%, 劳动力资源的配置效率得到改进。

其次, 我们按比例分别缩小各级城市的迁入成本, 使各级城市的平均迁入成本与深圳、东莞这两个移民城市的平均迁入成本相等。在这个反事实实验下, 农业劳动力减少 4.95%, 农村非农业劳动力减少 13.84%, 城市非农业劳动力增长 39.07%, 实际 GDP 增长 11.53%。图 4 展示了我国城市规模分布的变化。我们发现, 城市规模分布曲线向右平移, 并且曲线右端移动更多。一方面, 城市规模总体扩大, 城市化水平¹⁵提高 6.8%; 另一方面, 大城市的规模扩张明显高于小城市。

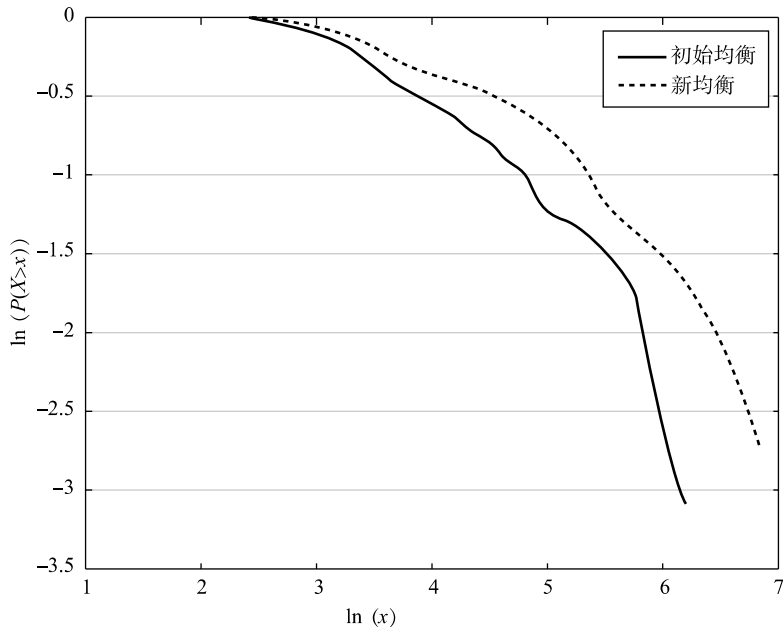


图 4 城市规模分布的变化

注: 图形参考 Desmet and Rossi-Hansberg (2013)。令 x 代表城市非农业劳动力, 横轴为 $\ln(x)$, 纵轴为 $\ln(P(X>x))$ (表示城市规模大于 x 的概率的对数)。实线表示初始均衡, 虚线表示消除城市进入壁垒与城市规模正相关性后的新均衡。对曲线进行了平滑处理。

¹⁵ 本文定义的城市化水平是城市非农业劳动力在总劳动力中的占比, 这是一个相对狭义的城市化定义。

2. 非农业进入壁垒的城乡差异

估计结果显示,我国城市非农业部门的平均迁入成本是农村非农业部门的2倍以上(表4)。因此,尽管我国城市非农业部门的人均收入明显高于农村非农业部门,仍有60%的农业户籍人口选择在农村地区从事非农业劳动,进入城市的份额相对较小。在本节的反事实分析中,我们按比例缩小各城市的迁入成本,使各地区调整后的城市进入壁垒等于农村非农业部门的进入壁垒,即对于所有 $k \in \{1, 2, \dots, N\}$, $i \in \{a, r, u\}$, $\hat{\mu}_{kn}^{iu} = \bar{\mu}_n^r / \bar{\mu}_n^u$ 。其中, $\bar{\mu}_n^j$ 是地区 n 部门 j 以迁入劳动力数量为权重的加权平均迁入成本, $j \in \{r, u\}$ 。

在新的均衡中,我国农业部门的劳动力减少11.5%,农村非农业部门的劳动力减少26.96%,而城市非农业部门的劳动力增长了81.67%,城市化率随之提高了14.21%。首先劳动力资源的再配置使各地区劳动生产率在部门间的差距缩小,各地区、部门劳动生产率的标准差降低了37.69%。由于劳动力资源配置效率提高,我国实际GDP增长了19.5%。其次,图5展示了城市规模分布的变化。在新均衡下,城市规模分布曲线向右移动,我国城市规模总体扩大;同时,曲线左端的移动距离更大,表示小城市的劳动力增长率高于大城市。这主要是由于,大城市所在地区的城市化水平比较高,非农业进入壁垒的城乡差异比较小。

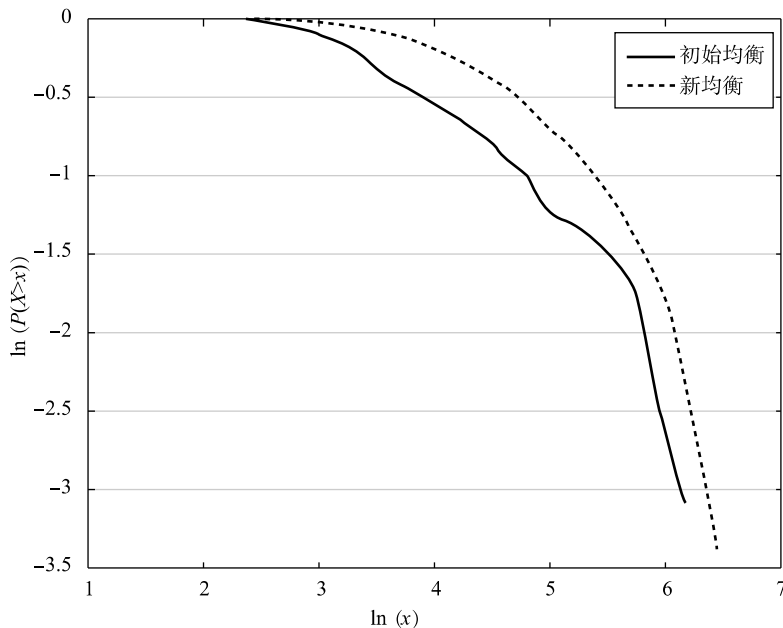


图5 城市规模分布的变化

注:图形参考Desmet and Rossi-Hansberg(2013)。令 x 代表城市非农业劳动力,横轴为 $\ln(x)$,纵轴为 $\ln(P(X > x))$ (表示城市规模大于 x 的概率的对数)。实线表示初始均衡,虚线表示将城市非农业部门的进入壁垒降低到农村非农业部门的水平后的新均衡。对曲线进行了平滑处理。

五、稳健性检验

（一）产品的替代弹性

在基准研究中，我们将非农产品的城乡替代弹性 η 设为 3（见表 6）。在反事实分析中，农村非农产品与城市非农产品的替代弹性 η 越大，当两部门的迁入成本发生相对变化时，劳动力资源在两部门间再配置的规模也越大。在本部分的反事实分析中，我们首先将 η 降低到 1。如表 7 所示，当消除非农业进入壁垒的城乡差异时，农村非农业部门的劳动力减少 12.78%，城市非农业部门的劳动力增长 57.87%，劳动力在两部门间的再配置规模减小；经济总生产效率提高 16.01%，略低于基准研究中的增长率。相反，如表 8 所示，当我们将 η 设为 5 时，降低城市迁入成本引起的劳动力再配置规模扩大，城市劳动力与实际 GDP 的增长率提高。但总体而言，反事实分析的结果对 η 的取值保持稳健。

此外，在基准研究中，我们将产品在区域间的替代弹性 σ 设为 8。在反事实分析中，产品在区域间的替代弹性 σ 越大，由劳动力迁移成本变化引起的劳动力资源再分配的规模也越大。在本部分的反事实分析中，我们将 σ 降低到 4。研究发现，区域间的劳动力再分配减弱，但总体经济的变化与基准模拟结果基本一致。当我们将 σ 提高到 10 后，反事实实验的结果同样保持稳健。¹⁶

（二）人口流动的收入弹性

首先，人口流动的收入弹性 κ 越大，由式（12）计算出的劳动力迁移成本越小。当 $\kappa=1.5$ 时，2000 年的劳动力平均迁移成本是 4.49；当 $\kappa=4$ 时，2000 年的劳动力平均迁移成本是 2.69。

其次，在反事实实验中， κ 越大，由收入差距变化带来的人口流动规模越大。当 κ 降低到 1.5 后，由于人口流动的收入弹性降低，当迁移成本发生变化时，劳动力相对更愿意留在户籍地。因此，与基准研究的结果相比，模型计算的 2000 年流动人口存量的经济贡献变大。¹⁷相反，当 $\kappa=4$ 时，模型计算的 2000 年人口流动的经济贡献相对减小。反事实实验的结果汇总在表 9、表 10 中。总体而言，本文的结论对 κ 的取值保持稳健。

¹⁶ 受篇幅所限，本文不再展示调整参数 σ 的反事实分析结果。如有需要，请联系作者。

¹⁷ 在计算 2000 年流动人口的经济贡献时，我们将某一类型的迁移成本设为无穷大。这意味着 κ 越小，反事实实验中人口流动规模与实际 GDP 越小，模型衡量的流动人口存量对经济的贡献反而越大。

(三) 城市的聚集效应

由于城市聚集效应的存在, 城市的生产效率随城市规模扩大而增长 (Ciccone and Hall, 1996; Glaeser and Mare, 2001)。我们在本节将城市聚集效应引入模型中, 假定城市的生产率由如下公式决定

$$A_n^u = \overline{A_n^u} L_n^{\gamma}, \quad (22)$$

其中, $\overline{A_n^u}$ 是外生恒定部分, $0 < \gamma < 1$ 。Au and Henderson (2006) 将城市聚集效应的参数 γ 校准为 0.034, Bryan and Morten (2015) 将该参数设定为 0.05。参考已有文献, 我们将 γ 设为 0.05。如表 11 所示, 由于城市聚集效应的存在, 当城市的迁入成本降低时, 城市人口的增长率相对提高。我们按比例分别缩小各级城市的迁入成本, 使各级城市的平均迁入成本与深圳、东莞这两个移民城市的平均迁入成本相等。在这个反事实实验下, 城市非农业劳动力总共增长了 39.65%, 实际 GDP 增长了 12.94%, 略高于基准研究中的增长率。

(四) 城市的拥挤效应

在本文的基准模型中, 由于土地供给恒定, 住房租金随人口增加而上升, 形成了拥挤效应。除此之外, 城市人口的增多可能也会带来污染、拥堵与犯罪, 进而降低居住的舒适度。本节将这种拥挤效应引入模型中, 假定城市的舒适度与城市规模相关, 即

$$B_n^i = \overline{B} \times L_n^{i\lambda_i}, \quad (23)$$

其中, \overline{B} 是外生恒定部分, $\lambda_a = \lambda_r = 0$, $\lambda_u \leq 0$ 。劳动者的异质性偏好 b_n^i 由 Fréchet 分布 $G_n^i(b) = e^{-B_n^i b^{-\kappa}}$ 中抽取 (Redding, 2016), B_n^i 决定了劳动者对地区 n 部门 j 的平均偏好水平, 劳动力迁移份额的公式变为 $m_{kn}^{ij} =$

$$\left(\frac{B_n^j v_n^j}{\mu_{kn}^{ij} r_n^{j(1-\alpha)}} \right)^{\kappa} \left/ \sum_{s \in \{a, r, u\}} \sum_{m=1}^N \left(\frac{B_m^s v_m^s}{\mu_{km}^{is} r_m^{s(1-\alpha)}} \right)^{\kappa} \right.$$

Albouy (2012) 指出城市的舒适度与城市规模无关, 即 $\lambda_u = 0$, 与本文基准模型的设定一致。参考 Combes and Gobillon (2015) 与 Bryan and Morten (2015), 我们将 λ_u 设为 -0.04。如表 12 所示, 由于城市拥挤效应的存在, 当城市的迁入成本降低时¹⁸, 城市人口的增长率相对降低。其中, 在消除非农业部门进入壁垒的城乡差异后, 我国城市非农业部门的劳动力增长了

¹⁸ 为了便于与基准结果相比较, 我们令迁移成本的变动与基准模拟中的设定保持一致。在引入城市聚集效应与城市拥挤效应后, 反事实实验计算的 2000 年流动人口存量与 2005 年迁移成本下降的经济贡献保持稳健, 本文不再展示具体结果。

78.12%，城市化率提高了 13.59%，实际 GDP 增长了 18.68%，略低于基准模拟中的增长率。

表 6 基准参数下的反事实分析

	农业 劳动力	农村非农 业劳动力	城市非农 业劳动力	实际 GDP	劳动生产 率的标准差
2000 年同一地区跨部门的人口流动	-6.76%	11.76%	3.42%	4.15%	-15.31%
2000 年跨地区并跨部门的人口流动	-2.50%	-4.31%	18.45%	6.68%	-14.53%
2000—2005 年劳动力迁移成本的降低	-6.15%	8.03%	4.40%	4.04%	-12.84%
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-4.95%	-13.84%	39.07%	11.53%	-21.94%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-11.50%	-26.96%	81.67%	19.50%	-37.69%

注：基准参数见表 3。

表 7 稳健性检验： $\eta=1$

	农业 劳动力	农村非农 业劳动力	城市非农 业劳动力	实际 GDP	劳动生产率 的标准差
2000 年同一地区跨部门的人口流动	-6.73%	10.48%	5.30%	4.44%	-14.33%
2000 年跨地区并跨部门的人口流动	-3.81%	-1.92%	15.30%	6.67%	-17.82%
2000—2005 年劳动力迁移成本的降低	-6.00%	7.29%	5.25%	4.13%	-12.36%
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-5.86%	-5.91%	27.93%	9.71%	-23.40%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-11.84%	-12.78%	57.87%	16.01%	-35.63%

表 8 稳健性检验： $\eta=5$

	农业劳动力	农村非农 业劳动力	城市非农 业劳动力	实际 GDP	劳动生产率 的标准差
2000 年同一地区跨部门的人口流动	-6.76%	12.13%	2.90%	4.06%	-15.59%
2000 年跨地区并跨部门的人口流动	-2.32%	-4.93%	19.34%	6.69%	-13.58%
2000—2005 年劳动力迁移成本的降低	-6.20%	8.27%	4.12%	4.01%	-13.00%
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-4.59%	-16.55%	42.73%	12.09%	-21.42%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-11.19%	-31.88%	88.81%	20.52%	-38.13%

表9 稳健性检验： $\kappa=1.5$

	农业劳动力	农村非农业劳动力	城市非农业劳动力	实际 GDP	劳动生产率的标准差
2000 年同一地区跨部门的人口流动	-8.37%	14.41%	5.67%	5.97%	-19.71%
2000 年跨地区并跨部门的人口流动	-3.58%	-3.54%	21.31%	7.80%	-18.37%
2000—2005 年劳动力迁移成本的降低	-4.79%	4.40%	6.67%	3.88%	-11.77%
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-8.87%	-16.47%	55.43%	14.84%	-29.55%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-8.68%	-16.37%	54.67%	13.14%	-30.86%

表10 稳健性检验： $\kappa=4$

	农业劳动力	农村非农业劳动力	城市非农业劳动力	实际 GDP	劳动生产率的标准差
2000 年同一地区跨部门的人口流动	-5.98%	10.47%	2.57%	3.38%	-13.27%
2000 年跨地区并跨部门的人口流动	-2.07%	-4.49%	17.05%	6.17%	-13.12%
2000—2005 年劳动力迁移成本的降低	-5.34%	7.50%	2.87%	3.49%	-10.74%
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-4.61%	-15.24%	40.52%	12.35%	-21.98%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-12.00%	-31.11%	90.45%	22.56%	-39.45%

表11 稳健性检验：城市聚集效应

	农业劳动力	农村非农业劳动力	城市非农业劳动力	实际 GDP	劳动生产率的标准差
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-4.84%	-14.36%	39.65%	12.94%	-22.32%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-11.43%	-28.15%	83.54%	22.76%	-38.09%

表12 稳健性检验：城市拥挤效应

	农业劳动力	农村非农业劳动力	城市非农业劳动力	实际 GDP	劳动生产率的标准差
按比例分别降低各级城市的迁入成本，使其平均迁入成本与移民城市相等	-4.80%	-13.41%	37.85%	11.12%	-21.43%
消除非农业部门劳动力进入壁垒的城乡差异	-10.96%	-25.86%	78.12%	18.68%	-36.83%

六、结 论

改革开放以来，我国的劳动力资源不断从农业部门流向非农业部门，从农村流向城市，从中西部地区流向东部沿海地区，推动了我国的产业转型、城市化与经济增长。进入 21 世纪后，随着户籍制度的深入改革，我国劳动力资源的配置效率进一步提高。本文基于包含人口流动摩擦的空间均衡模型研究发现，我国在 2000 年的流动人口存量能够解释 11.1% 的总产出增长；从 2000 年到 2005 年，我国劳动力的平均迁移成本下降了约 14.6%，使经济总生产效率提高 4%。

在经济新常态下，城市化成为支撑我国经济发展的重要领域。然而，户籍政策带来的人口流动壁垒尚未消除，我国各城市的劳动力进入壁垒高于农村非农业部门，同时大城市的劳动力进入壁垒高于中小城市，造成我国城市化滞后于工业化，城市规模不足，制约着我国经济的持续发展。因此，有必要进一步改革我国的户籍政策，逐步放松大城市的户籍限制。本文的反事实分析显示，首先，按比例分别缩小各级城市的迁入成本，使各级城市的平均迁入成本与深圳、东莞这两个移民城市的平均迁入成本相等，将使我国实际 GDP 增长 11.53%，城市化水平提高 6.8%；其次，将城市劳动力进入壁垒降低到农村非农业部门的水平，将使我国经济效率提高 19.5%，城市化水平提高 14.21%。

本文的结论基本与 Tombe and Zhou (2019) 等文献保持一致。一方面，人口流动促进了我国的产业转型与经济发展；另一方面，劳动力迁移成本仍然很高，进一步消除人口流动壁垒将极大改进我国的经济效率。随着我国迈入老龄化社会，劳动力资源日益稀缺，合理有序地推进我国户籍政策的改革，提高劳动力资源的配置效率，对于我国经济的可持续发展极其重要。除了户籍政策之外，住房供给不足与房价高企也是限制我国城市扩张的主要因素。将各地区住房供给的差异加入模型中，是未来可行的研究方向。

参 考 文 献

- [1] Albouy, D., "Are Big Cities Bad Places to Live? Estimating Quality of Life across Metropolitan Areas", Working Paper, 2012.
- [2] Allen, T., and C. Arkolakis, "Trade and the Topography of the Spatial Economy", *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (3), 1085-1140.
- [3] Au, C. C., and J. V. Henderson, "Are Chinese Cities Too Small?", *The Review of Economic Studies*, 2006, 73 (3), 549-576.
- [4] Au, C. C., and J. V. Henderson, "How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China", *Journal of Development Economics*, 2006, 80 (2), 350-388.

- [5] Baum-Snow, N., L. Brandt, and J. V. Henderson, *et al.*, "Roads, Railroads and Decentralization of Chinese Cities", *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (3), 435-448.
- [6] Baum-Snow, N., L. Brandt, and J. V. Henderson, *et al.*, "Highways, Market Access, and Urban Growth in China", Spatial Economics Research Centre, LSE, 2016.
- [7] Brandt, L., and C. A. Holz, "Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, 2006, 55 (1), 43-86.
- [8] Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu, "Factor Market Distortions across Time, Space and Areas in China", *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16 (1), 39-58.
- [9] Bryan, G., and M. Morten, "Economic Development and the Spatial Allocation of Labor: Evidence from Indonesia", Manuscript, London School of Economics and Stanford University, 2015.
- [10] Caselli, F., and W. J. Coleman II, "The US Structural Transformation and Regional Convergence: A Reinterpretation", *Journal of Political Economy*, 2001, 109 (3), 584-616.
- [11] Chan, K. W., "The Household Registration System and Migrant Labor in China: Notes on a Debate", *Population and Development Review*, 2010, 36 (2), 357-364.
- [12] Chan, K. W., and G. Wan, "The Size Distribution and Growth Pattern of Cities in China, 1982-2010: Analysis and Policy Implications", *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22 (1), 136-155.
- [13] 陈钊、陆铭、佐藤宏, "谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用", 《经济研究》, 2009年第10期, 第121—132页。
- [14] Ciccone, A., and R. Hall, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, 1996, 86 (1), 54-70.
- [15] Combes, P. P., and L. Gobillon, "The Empirics of Agglomeration Economies", *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2015, 5, 247-348.
- [16] Cortes, G. M. C., and G. Gallipoli, "The Barriers to Occupational Mobility: An Aggregate Analysis", Working Paper, 2014.
- [17] Dekle R., J. Eaton, and S. Kortum, "Unbalanced Trade", *American Economic Review*, 2007, 97 (2), 351-355.
- [18] Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg, "Urban Accounting and Welfare", *The American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2296-2327.
- [19] Eaton, J., and S. Kortum, "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica*, 2002, 70 (5), 1741-1779.
- [20] Fajgelbaum, P. D., E. Morales, and J. C. S. Serrato, *et al.*, "State Taxes and Spatial Misallocation", National Bureau of Economic Research, 2015.
- [21] Glaeser, E., and D. Mare, "Cities and Skills", *Journal of Labor Economics*, 2001, 19 (2), 316-342.
- [22] 国家卫生和计划生育委员会流动人口司, 《中国流动人口发展报告 2016》。北京: 中国人口出版社, 2016年。
- [23] 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组, "中国: 推进高效、包容、可持续的城镇化", 《管理世界》, 2014年第4期, 第5—41页。
- [24] Helpman, E., "The Size of Regions", in Pines, D., E. Sadka, and I. Zilcha (eds.), *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis*. Cambridge University Press, 1998.
- [25] Henderson, J. V., "The Sizes and Types of Cities", *The American Economic Review*, 1974, 64 (4), 640-656.

- [26] Hsieh, C. T., E. Hurst, and C. I. Jones, *et al.*, “The Allocation of Talent and U. S. Economic Growth”, National Bureau of Economic Research, 2013.
- [27] Hsieh, C. T., and E. Moretti, “Why Do Cities Matter? Local Growth and Aggregate Growth”, National Bureau of Economic Research, 2015.
- [28] 简新华、黄锬, “中国城镇化水平和速度的实证分析与前景预测”, 《经济研究》, 2010 年第 3 期, 第 28—39 页。
- [29] 柯善咨、赵曜, “产业结构、城市规模与中国城市生产率”, 《经济研究》, 2014 年第 4 期, 第 76—115 页。
- [30] 梁婧、张庆华、龚六堂, “城市规模与劳动生产率: 中国城市规模是否过小? ——基于中国城市数据的研究”, 《经济学》(季刊), 2015 年第 14 卷第 3 期, 第 1053—1072 页。
- [31] 刘修岩、李松林, “房价、迁移摩擦与中国城市的规模分布——理论模型与结构式估计”, 《经济研究》, 2017 年第 7 期, 第 65—78 页。
- [32] 陆铭、高虹、佐藤宏, “城市规模与包容性就业”, 《中国社会科学》, 2012 年第 10 期, 第 47—66 页。
- [33] Ma, L., and Y. Tang, “Geography, Trade, and Internal Migration in China”, *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103181.
- [34] Ngai, L., C. Pissarides, and J. Wang, “China’s Mobility Barriers and Employment Allocations”, *Journal of the European Economic Association*, 2018, 17 (5), 1617–1653.
- [35] Redding, S. J., “Goods Trade, Factor Mobility and Welfare”, *Journal of International Economics*, 2016, 101, 148–167.
- [36] Roback, J., “Wages, Rents, and the Quality of Life”, *The Journal of Political Economy*, 1982, 90 (6), 1257–1278.
- [37] Tombs, T., and X. Zhu, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 2019, 109 (5), 1843–1872.
- [38] 王建国、李实, “大城市的农民工工资水平高吗?”, 《管理世界》, 2015 年第 1 期, 第 51—62 页。
- [39] 踪家峰、周亮, “大城市支付了更高的工资吗?”, 《经济学》(季刊), 2015 年第 14 卷第 4 期, 第 1467—1496 页。

Internal Migration, City Size and Productivity in China

LILI WANG*

(Fudan University)

XUE QIAO

(Renmin University of China)

Abstract In this paper we investigate the effects of internal migration on labor allocation, city size, and aggregate productivity in China based on a spatial general equilibrium

* Corresponding Author: Xue Qiao, School of Economics, Remin University of China, Beijing, 100872, China; Tel: 86-10-82500311; E-mail: qiaoxue@ruc.edu.cn.

model with imperfect labor mobility and prefecture-level data. We find that China's urbanization lags behind its industrialization and the city size distribution is relatively flat since labor entry barrier of each city is higher than that of its rural nonagricultural counterpart, and the labor entry barrier of large cities is higher than that of small and medium-sized cities. Further lowering migration costs will induce an expansion of cities and a rise in aggregate productivity.

Key Words internal migration, city size, spatial misallocation

JEL Classification J61, R12, R13