

中国户籍制度与流动人口生育推迟

韩雨晴、李骏、徐嘉珏

(上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

China's Household Registration System and the Postponement of Childbearing Age of Migrants

Han Yuqing, Li Jun, Xu Jiayao

(School of Public Economics and Administration, Shanghai, 200433, China)

作者单位: 上海财经大学公共经济与管理学院 (韩雨晴)

上海财经大学公共经济与管理学院 (李骏)

上海财经大学公共经济与管理学院 (徐嘉珏)

邮政编码: 200433

电子邮箱: yuqing0612@126.com

junlilijun1996@163.com

xujy_sufe@163.com

联系电话: 18771709192 (韩雨晴)、18770818769 (李骏)、15328024181 (徐嘉珏)

通讯地址: 上海市杨浦区武川路 111 号上海财经大学公共经济与管理学院

中国户籍制度与流动人口生育推迟

内容摘要：育龄人群初育年龄推迟是目前世界各国的普遍趋势，然而流动人口生育年龄推迟还缺乏研究。本文认为，中国的户籍制度可能是流动人口生育推迟的重要原因。本文首先构建了理论模型研究了户籍门槛如何影响流动人口生育年龄，模型推导结果显示，当城市的户籍门槛更高时，流动人口的生育年龄更晚。本文进一步通过 2014 年的中国流动人口动态监测数据发现，（1）城市的户籍门槛对流动人口的生育年龄存在显著的正向影响，且城市的户籍门槛每提高 1 个标准差，会导致流动人口推迟生育 1.2131 年；（2）机制分析结果表明，生育年龄越大的个体，其生育后的收入水平确实更高，而且更有可能进入工资水平更高的现代服务业领域就业；（3）本文的异质性分析表明，户籍门槛对农村户籍、跨省流动和受教育水平更低的流动人口的生育推迟效果更大；（4）进一步分析发现，户籍门槛对女性劳动力生育推迟存在显著的正向影响，对男性则没有显著影响。本文研究表明，城市对落户门槛设置限制将推迟流动人口的生育年龄，进而影响整个国家的人口结构和生育率。针对这一发现，本文提出放松户籍制度、解决流动人口子女的入学问题等政策建议。

关键词：户籍门槛 生育推迟 流动人口

一、引言

根据中国第七次全国人口普查数据显示，截止 2020 年 11 月 1 日，中国人户分离的人口数量高达 4.93 亿人，约占全国总人口数量的 35%；其中流动人口数量约为 3.76 亿^①，约占全国总人口数量的 26%，与第六次人口普查数据相比，增长了 69.73%。随着全国统一大市场的加快建设，势必进一步促进人口向大城市流动，这将进一步增加流动人口的规模。规模庞大的流动人口一直以来都是学术界关注的焦点人群（Afridi et al., 2015； Du et al., 2005； Garriga et al., 2023； Zhang and Shunfeng, 2003； Imbert et al., 2022），但中国关于流动人口问题的研究与其他国家相比有很大不同，因为中国独特的户籍制度直接影响着流动人口的跨地区转移和福利分配（Afridi, Li and Ren, 2015； Zhang et al., 2020）。与本地居民相比，未获得流入地区户籍的流动人口在子女教育、就业保障、城市公共服务等方面存在明显劣势（Chen and Feng, 2013； 魏东霞、谌新民, 2018； 屈小博、胡植尧, 2022），而且在户籍门槛越高的城市这种劣势越明显（张吉鹏等, 2020； 吴贾、张俊森, 2020）。由于教育成本、父母的就业情况都与生育决策息息相关（Alderotti et al., 2021； Del Boca, 2002），因此户籍身份必然对流动人口的生育决策产生重要影响，现有研究也表明，移民限制使得移民的生育率显著下降（Amuedo-Dorantes and Arenas-Arroyo, 2021）。

除了生育意愿和生育数量的下降，生育时间的推迟也应该引起大家的重视（Vignoli et al., 2020）。2000 年美国的平均生育年龄为 27.4 岁，2017 年上升至 29.4 岁；德国 2000 年的平均生育年龄为 28.8 岁，2019 年为 31.2 岁；英国 1990 年的平均生育年龄为 27.7 岁，2018 年 30.6 岁。根据 2020 年人口普查的数据显示，我国的女性平均生育年龄也从 2000 年的 24.1 岁增长到 2020 年的 27.5 岁。造成生育推迟的因素有很多，主要原因包括育龄人群受教育水平的提高（D'Albis et al., 2017； Ní Bhrolcháin and Beaujouan, 2012）、生育成本的提高（Clark, 2012； 胡佩、王洪卫，

^① 流动人口是指人户分离人口中扣除市辖区内人户分离的人口。人户分离人口是指居住地和户口登记地所在的乡镇街道不一致且离开户口登记地半年以上的人口。

2020)、就业情况 (Vignoli et al., 2020; Kreyenfeld, 2010) 等方面。本文从中国的户籍制度角度出发, 通过户籍制度带来的流动人口在子女教育资源、公共服务获得等方面的不平等, 研究城市户籍门槛对流动人口生育年龄的影响。在中国, 子女的择校问题与学籍严格挂钩, 户籍很大程度上决定着学生的学籍, 根据教育局相关规定, 个人在所属学区入学无需交纳任何费用, 但若跨学区入学, 则通常需要缴纳择校费。Gao et al. (2023) 指出, 非户籍人口子女初中入学的“赞助费”大约占到了农民工平均收入的 10%。此外, 子女转学也需缴纳择校费, 户籍门槛越高的地区一般择校费也越高。对于流动人口的子女而言, 更可能面临跨学区入学和择校问题, 这无疑给流动人口施加了严重的教育成本。如图 1 所示, 在入学方式方面, 流动人口子女通过缴纳择校费入学的比例更高; 且与本地户籍人口相比, 流动人口缴纳的择校赞助费用也更多。因此, 一方面, 与本地户籍人口相比, 未获得本地户籍的流动人口在子女教育方面往往面临更高的成本。这意味着对于流动人口来说, 若想让其子女获得与当地户籍人口同样的教育资源, 需要更多教育投入, 这无疑增加了流动人口的支出压力 (Sieg et al., 2023); 另一方面, 从人力资本积累的角度看, 劳动力在年轻时期人力资本积累增长速度相对较快, 由此造成生育的机会成本相对较高 (Adda et al., 2017; Bratti, 2023; Miller, 2011)。两方面因素共同导致流动人口育龄女性生育时间推迟。

本文通过 2014 年的中国流动人口动态监测调查数据 (以下简称 CMDS2014) 发现, 在户籍门槛较高的地区, 流动人口的生育年龄出现了明显的推迟。如表 1 所示, 从均值意义上看, 与门槛较低地区相比, 户籍门槛较高地区的流动人口生育年龄推迟约 1 岁; 与门槛较低地区相比, 户籍门槛较高地区的流动人口选择晚育的概率高 6%。生育年龄的推迟对于个人、家庭乃至社会可能都会产生不利的影响。对于个人来说, 推迟生育可能会增加生育风险和不孕不育的概率, 影响个人的身体健康 (Tough et al., 2006); 对于社会来说, 生育年龄的推迟将使得育龄人群生命周期的生育数量下降, 导致整体生育率下降 (Sobotka, 2004; Bratti, 2023), 造成劳动力短缺, 从而影响经济发展 (Jones, 2022)。因此, 本文聚焦于流动人口的生育推迟问题, 从理论和实证两个方面深入分析城市户籍门槛对流动人口初育年龄的影响。

表 1 户籍门槛与生育年龄

户籍门槛	户籍门槛高 (High)	户籍门槛低 (Low)
生育年龄的均值	26.92	25.86
晚育的概率	20.20%	14.32%

注: 数据来源于 CMDS2014。

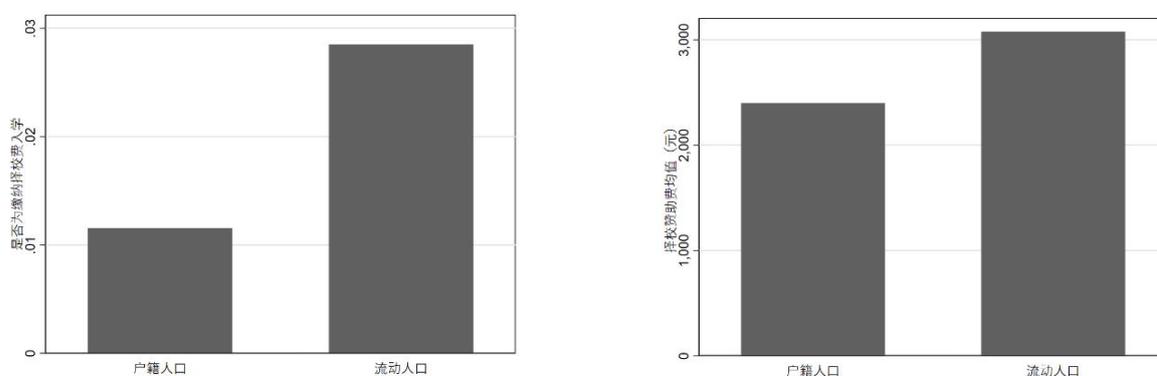


图 1 户籍与择校入学差异

注: 数据来源为 2014 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS)。

为刻画户籍制度对流动人口生育时间影响的理论机制，本文构建了一个三期理论模型。在模型中，我们假设流动人口需要为子女入学问题投入与户籍限制程度正相关的固定成本，即流动人口子女入学所需的“赞助费”。在此设定下，我们发现，户籍制度会推迟流动人口的生育时间，并且对于原籍地为农村、受教育程度低的流动人口来说，户籍制度对生育时间的推迟效果更大。由此可以看出，户籍制度不仅推迟了流动人口生育时间，且对于流动人口中的弱势群体来说，这一推迟效果也更大。为了验证理论分析部分的发现，本文利用 2014 年中国流动人口动态监测数据（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）和西南财经大学测算的 2013 年的中国城市落户门槛指数，实证分析了流动人口所在城市的落户门槛对其生育年龄的影响。实证研究发现：（1）城市的户籍门槛对流动人口的生育年龄存在显著的正向影响，且城市的户籍门槛每提高 1 个标准差，会导致流动人口推迟生育 1.2131 年。（2）机制验证结果表明，生育年龄越大的个体，其生育后的收入水平确实更高，而且更有可能进入工资水平更高的现代服务业领域就业，这是因为推迟生育有助于劳动力积累更多的人力资本。（3）本文的异质性分析表明，户籍门槛对农村户籍、跨省流动和受教育水平更低的流动人口的生育年龄的推迟效果更大，主要是因为户籍门槛对这部分群体施加了更高的额外生育成本。（4）对于女性来说，由于女性承担着更多甚至全部的孩子照料事务，本文进一步分析发现户籍门槛对女性劳动力生育年龄推迟存在显著的正向影响，对男性没有显著影响，这是因为推迟生育更有利于女性工作期间的人力资本积累，对男性则没有显著影响。

本文的研究贡献主要有以下三点：（1）据我们所知，这是第一篇研究中国户籍制度对流动人口生育时间推迟的影响的文章，丰富了移民政策研究领域的相关文献（吴贾、张俊森，2020；张吉鹏等，2020；Amuedo-Dorantes and Arenas-Arroyo, 2021）。（2）对于流动人口的生育问题，现有研究大多关注的是生育数量（石智雷、吕婕，2021；Kulu, 2005），缺乏对流动人口生育时间决策的关注，本文聚焦于流动人口生育年龄推迟问题，通过理论模型刻画的流动户籍门槛对流动人口生育年龄推迟的影响，并进一步提供了实证证据，丰富了生育研究领域的相关文献（Leibenstein, 1975；Fernández and Fogli, 2009）。（3）对于流动人口生育时间推迟的原因现有文献还缺乏了解，本文提出并验证了中国的户籍政策影响流动人口生育时间的理论机制，为全面理解流动人口生育年龄推迟提供理论框架和实证证据。

本文剩余部分的安排如下：第二部分为理论分析；第三部分为数据说明与模型设定；第四部分为实证分析；第五部分为结论与政策建议。

二、理论分析

在本节中，考虑一个简单的三期模型来刻画户籍制度对流动人口生育时间影响的理论机制。户籍政策会提高流动人口子女教育投入方面的损失，例如户籍限制越严格，流动人口需要付出更多的资源才能让子女获得与户籍人口同等水平的教育资源，这无疑增加了流动人口的支出压力，从而不得不选择推迟生育以提高终身收入，对冲户籍制度带来的支出压力。

（一）基本设定

个体一生经历少年期、成年期和老年期，并且每一期的时间长度均标准化为 1。少年期时，个体不做任何决策，被动地接受父母给予的资源。成年期时，个体决定生育时间 $t_b \in [0,1]$ 、储蓄 s_t 、自身消费 c_{1t} 以及给予孩子的资源 c_{0t} ，其中，给予孩子的资源可以看作对孩子教育的投入。 $hu(ori, h_0, mig)$ 表示户籍限制程度， $hu \in [1, +\infty)$ ， hu 越大，户籍限制程度越大， $hu = 1$ ，表示

流动人口子女可以免费获得与户籍人口同等水平的教育资源， $hu > 1$ 则表示流动人口需付出一定的成本才能使其子女获得流入地公立学校就读的资格。参照 (Sieg et al., 2023)，假设户籍限制程度与流动人口的原籍地、教育水平以及流动范围有关，流动人口的原籍地若为城市，即 $ori = 1$ ， hu 越低，若为农村，即 $ori = 0$ ， hu 越高；流动人口的受教育程度越高，即 h_0 越高， hu 越低；流动人口若为跨省流动，即 $mig = 1$ ， hu 越高。为简化分析，本文不考虑老年人的遗赠动机，假设个体在老年时不再工作，且将全部消费其成年期储备的养老资源。对标识做进一步的说明，本文中的 c_{1t} 指代的是在 t 时期处于成年期的个体消费， c_{0t} 指代的是 t 时期处于少年期的个体从父母处获得的实际教育投入，同理，后文中出现的 $c_{2,t+1}$ 即指在 $t+1$ 时期处于老年期个体的消费。

考虑到中国利他性传统文化，假设成年人关心子女，并且从子女的培养中获得效用。另外我们还假设，在孩子陪伴的时期，个体能够获得额外的固定效用 a ，这可以理解为孩子带来了更为稳定的家庭关系，或者仅仅是因为身边有孩子的陪伴，类似于马克吐温的“我给妈妈添了不少乱，但我认为她对此颇为享受。”因此，成年期个体的效用函数为：

$$U = \log(c_{1t}) + \beta \log(c_{2,t+1}) + \eta \log(c_{0t}) + a(2 - t_b) \quad (1)$$

其中， $0 < \beta < 1$ ， $0 < \eta < 1$ ， $a > 0$ 。

t 时期成年人的生命周期预算约束为：

$$c_{1t} + s_t + c_{0t} + m \cdot hu(ori, h_0, mig) = w_t(t_b) \quad (2)$$

$$c_{2,t+1} = s_t(1 + r) \quad (3)$$

m 为大于 0 的常数，表示流动人口为子女在当地获得教育资源所付出的资源， $m \cdot hu(ori, h_0, mig)$ 相当于流动人口子女入学所需的“赞助费”， hu 越高，则“赞助费”也越高。 $w_t(t_b)$ 表示 t 时期成年人的工资收入，假设 $w_t(t_b) = w_0 \cdot H(t_b)$ 。其中， w_0 为基础工资，与个体特征无关， $H(t_b)$ 表示个体工作期的总人力资本水平，与初始人力资本水平 h_0 有关。参照 (Adda et al., 2017)，假设个体工作一单位时间即可以带来一单位人力资本的进步。生育行为前，个体工作时间为 t_b ，人力资本进步也为 t_b 。然而，个体生育行为后，需要在照料孩子身上花费时间，假设在照顾孩子身上花费的照料时间占总剩余工作时间的 t_h 倍。从而，生育行为后的工作时间为 $(1 - t_h)(1 - t_b)$ ，相应的，生育行为后成年期的人力资本进步 $(1 - t_h)(1 - t_b)$ 。为简化分析过程，将基础工资 w_0 设定为 1。总人力资本水平 $H(t_b)$ 为成年期人力资本水平变化函数关于时间的积分，由此我们计算出 $H(t_b)$ 为：

$$w_t(t_b) = h_0 t_b + \frac{1}{2} t_b^2 + (h_0 + t_b)(1 - t_b) + \frac{1}{2} (1 - t_h)(1 - t_b)^2 \quad (4)$$

由公式 (4) 可得， $w'_t(t_b) = (1 - t_b)t_h > 0$ ，即生育时间越晚，成年人工作总收入越高，反之则反。并且 $w''_t(t_b) = -t_h < 0$ ，即总人力资本水平随 t_b 变动的斜率逐渐变小。

(二) 模型分析

接下来，我们求解成年期个体的效用最大化问题，以期讨论户籍制度对流动人口生育时间的影响。利用拉格朗日乘法，可得：

$$w_t(t_b) = \frac{(1+\beta+\eta)(1-t_b)t_h}{a} + m \cdot hu(ori, h_0, mig) \quad (5)$$

由于本文考虑户籍制度 hu 对生育时间 t_b 的影响，因此，将公式 (5) 对户籍制度 hu 求导，可得 $w'_t(t_b) \cdot \frac{dt_b}{dhu} = -\frac{1+\beta+\eta}{a} t_h \cdot \frac{dt_b}{dhu} + m$ 。

合并简化并代入 $w'_t(t_b) = (1 - t_b)t_h$ 可得：

$$\frac{dt_b}{dhu} = \frac{m}{(1-t_b)t_h + \frac{1+\beta+\eta}{a}t_h} \quad (6)$$

公式(6)中, 由于 $m > 0$, $(1-t_b)t_h + \frac{1+\beta+\eta}{a}t_h > 0$, 因此 $\frac{dt_b}{dhu} > 0$ 。即, 户籍制度导致流动人口推迟生育, 户籍制度越严格, 流动人口生育时间越晚。后文的实证分析可以进一步论证我们的分析结果。

接下来考虑不同人群之间户籍制度对生育时间推迟是否存在不同。由于我们假设了户籍制度对流动人口的限制与原籍地、受教育程度以及流动范围这三方面因素有关, 因此, 我们仅分析流动人口中存在原籍地、受教育程度以及流动范围不同这三种情况。若流动人口原户籍是农村, 在人力资本水平和流动范围相同的情况下, $hu(ori, h_0, mig)$ 更大, 其生育时间越晚。若流动人口的受教育程度较低, 在原户籍和流动范围相同的情况下, $hu(ori, h_0, mig)$ 更大, 其生育时间也越晚。若流动人口的流动范围越大, 即跨省流动时, 在原户籍和受教育程度相同的情况下, $hu(ori, h_0, mig)$ 更大, 其生育时间也越晚。

接下来本文将进一步通过实证研究对本文的理论分析结论进行检验。

三、数据与实证模型

(一) 数据来源

本文主要使用了以下几个方面的数据来进行实证分析。一是具有全国代表性的中国流动人口动态监测调查 2014 年的数据 (以下简称 CMDS2014), 用于刻画劳动力的个体特征。二是户籍改革与迁移研究文献中的户籍门槛指标^①, 该指标为本文的核心解释变量。该指标首先统计了全国、省份和城市 3 个层面的历年落户政策, 使用熵值法、投影寻踪模型和等权重法, 量化了 2011—2016 年中国 120 个有代表性的城市的户籍门槛, 该指标是目前中国已知构造时间最新、覆盖城市最广、构造最细致的户籍门槛指标, 数值越大代表城市的户籍门槛越高。三是中国区域地面气象要素驱动数据集, 主要使用了 1990 年样本城市的日照时间数据作为工具变量。四是历年《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》, 用于刻画城市特征。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为生育年龄, 主要指的是流动人口的初育年龄。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为城市的户籍门槛指数, 本文主要采用的是熵值法计算得到的户籍门槛指数, 此外投影寻踪模型和等权重法计算的户籍门槛指数也将用于稳健性检验。

3. 控制变量

本文控制变量主要包括以下三类: 一是流动人口的个体特征, 包括性别、受教育年限、民族、户籍、健康状况、本地居住时间、初婚年龄、生育保险、跨省流动、就业身份 (包括雇主、自雇)、独生子女、家庭收入、本地家庭人口数; 二是城市特征变量, 主要包括人均 GDP、外商直接投资、医院床位数, 其中, 外商直接投资影响着当地的就业市场, 医院床位数在一定程度上能够反应当地的医疗水平和公共服务情况, 从而影响个人生育行为; 三是省份固定效应。各个变

^① 本文使用的户籍门槛指数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。

量的具体定义如下表 2 所示。

表 2 变量定义

变量名	变量定义
生育年龄	流动人口的首次生育年龄
户籍门槛指数（熵值法）	通过熵值法计算的城市户籍门槛指数
户籍门槛指数（等权重法）	通过等权重法计算的城市户籍门槛指数
户籍门槛指数（投影法）	通过投影寻踪模型计算的城市户籍门槛指数
性别	流动人口是否为男性：是=1，否=0
受教育年限	流动人口的受教育年限：文盲为 0、小学为 6、初中为 9、高中为 12，以此类推
民族	流动人口所属的民族：汉族=1，其他情况=0
户籍	流动人口的户籍是否为农村户口：是=1，否=0
健康状况	流动人口对自己健康状况的评价：1 至 4 健康自评健康依次变差
本地居住时间	流动人口在流入城市的居住年限
初婚年龄	流动人口首次结婚的年龄
生育保险	流动人口是否有生育保险：是=1，否=0
跨省流动	流动人口的流动范围是否跨省流动：是=1，否=0
雇主	流动人口的就业身份是否为雇主：是=1，否=0
自雇	流动人口的就业身份是否为自雇：是=1，否=0
独生子女	流动人口自己或者配偶是否为独生子女：是=1，否=0
家庭收入	流动人口的家庭总收入取自然对数
本地家庭成员数	流动人口在流入城市同住的家庭成员数
Ln 人均 GDP	流动人口所在城市的人均 GDP 取自然对数
Ln 外商直接投资	流动人口所在城市的人均实际外商直接投资
Ln 医院床位数	流动人口所在城市的每万人医院床位数取自然对数

（三）描述性统计

本文首先删除了相关变量存在缺失值的样本，由于本文使用的户籍门槛指数只统计 120 个城市的户籍门槛，我们删除了其他城市的样本。此外，为了更加准确地捕捉户籍门槛对生育时间的影响，本文将样本限定在了流动人口流入该城市的时间早于首次生育的时间，然后删除了生育年龄小于 18 岁的样本。通过数据预处理，最终剩下 16364 个样本，相关变量的描述性统计分析结果如下表所示。

从表 3 可知，样本范围内，流动人口生育年龄的均值为 26.57 岁，标准差为 4.06，可见大多数流动人口首次生育年龄基本都在 30 岁之前，并没有超过黄金生育年龄。样本范围内，男性流动人口占比为 67.91%，受教育年限的均值为 11 年，77.17%为农村户籍，跨省流动的比例为 59.59%，本地居住年限的均值为 8.87 年。

表 3 变量描述性统计

	N	Mean	SD	Min	Max
生育年龄	16364	26.5652	4.0616	18.0000	49.5000
户籍门槛指数（熵值法）	16364	0.2847	0.2048	0.0515	0.7813
户籍门槛指数（等权重法）	16364	0.3457	0.1654	0.0959	0.7329
户籍门槛指数（投影法）	16364	1.0029	0.6695	0.1331	2.4960
性别	16364	0.6791	0.4669	0.0000	1.0000
年龄	16364	31.7058	5.6589	19.0000	59.0000
受教育年限	16364	11.0525	2.8239	0.0000	19.0000

民族	16364	0.9493	0.2194	0.0000	1.0000
户籍	16364	0.7717	0.4198	0.0000	1.0000
健康状况	16364	2.3567	1.1399	1.0000	4.0000
本地居住时间	16364	8.8681	5.8439	0.6667	43.9167
初婚年龄	16364	24.9944	3.6219	14.0833	49.2500
生育保险	16364	0.2383	0.4260	0.0000	1.0000
跨省流动	16364	0.5959	0.4907	0.0000	1.0000
雇主	16364	0.1096	0.3124	0.0000	1.0000
自雇	16364	0.2960	0.4565	0.0000	1.0000
独生子女	16364	0.2028	0.4021	0.0000	1.0000
家庭收入	16364	8.7810	0.5646	0.0000	12.5245
本地家庭人口数	16364	3.0292	0.9049	1.0000	9.0000
Ln 人均 GDP	16364	17.6390	1.0339	14.2985	19.0681
Ln 外商直接投资	16364	7.4955	1.3370	2.1381	9.2795
Ln 医院床位数	16364	4.1669	0.2765	3.1670	4.9113

(四) 特征事实

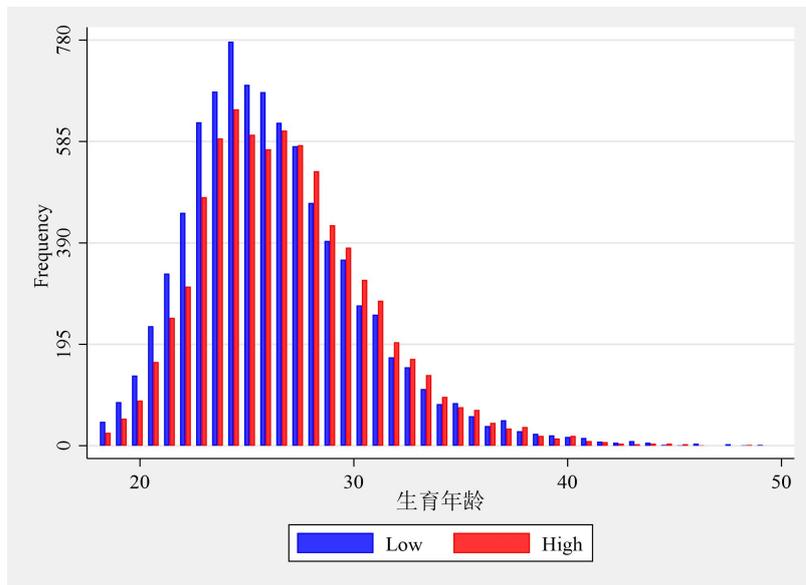


图 2 不同户籍门槛城市下流动人口生育年龄分布情况

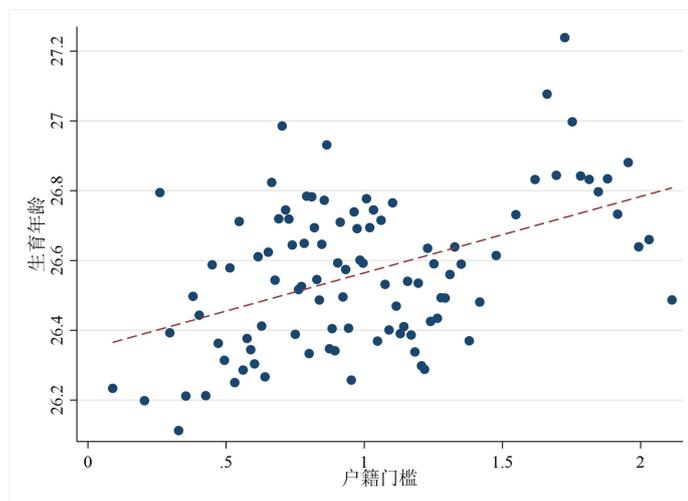


图 3 户籍门槛与流动人口生育年龄

图 2 显示，相对于户籍门槛指数低的组别，户籍门槛指数高的组别的女性生育年龄分布整体右移。从均值意义上看，与门槛较低地区相比，户籍门槛较高地区的流动人口生育年龄推迟约 1 岁。我们由此可以看出，户籍门槛越高，流动人口生育时间也是更晚的。接下来，我们画了户籍门槛和流动人口生育年龄散点图，同样的，我们可以从图 2 中看出，户籍门槛指数和流动人口生育年龄之间有着明显的相关关系，且户籍门槛指数越高的地区，流动人口生育年龄越晚。图 3 给出了城市户籍门槛与该城市流动人口生育年龄之间的散点图，从图中可知，户籍门槛与流动人口生育年龄之间存在明显的正向相关关系。但是，要确定户籍门槛与流动人口生育年龄之间的因果关系，还需要进行严谨的实证分析。

（五）模型设定

本文采用以下基准模型检验户籍门槛对流动人口生育年龄的影响：

$$Birthage_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 threshold_{ij} + \alpha_1 X_{ij} + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

其中，下标 i 表示流动人口， j 表示流动人口所在城市， λ_j 表示地区固定效应， ε_{ij} 表示随机误差项。 $threshold$ 为本文的核心解释变量户籍门槛指数， $Birthage$ 为本文的被解释变量生育年龄， X 为一系列的控制变量。

（六）内生性处理

本文模型可能存在遗漏变量或样本选择问题，OLS 估计可能存在偏误。首先，受教育水平更高的流动人口更加倾向于选择前往户籍门槛更高的大城市，而这部分人的生育年龄可能更晚，我们基准回归已经控制了受教育程度等一些个人特征变量，但仍可能遗漏一些无法观测的个人或家庭特征变量，如家庭初始禀赋和个人能力等变量，产生遗漏变量偏误。由于流动人口的生育年龄逻辑上不太可能直接反向影响到其所在地区的户籍门槛，所以反向因果造成的内生性问题可能并不存在。

为了处理可能存在的内生性问题，本文使用一个城市历史气候方面的工具变量（城市 1990 年的日照时长），该做法与（Acemoglu et al., 2001）一文使用历史上殖民者的死亡率做为现今社会制度质量的工具变量类似。本文选取的工具变量是否合理取决于是否满足以下两个条件：首先是相关性，即 1990 年的日照时长是否能够影响到今天的户籍门槛。由于一个地区的降雨量很大程度决定了该地区的粮食产量，而日照时长越多，说明降雨量也就越少，从而粮食产量也更少（竺可桢，1973）。（蔡昉等，2001）发现 1952—1998 年之间每个城市的计划迁移人口和上一年的人均粮食产量具有显著的正相关性。在那个年代，一个城市的粮食产量可以决定城市的人口承载力，也会影响城市的户籍门槛。虽然其影响力会随着时间跨度增加而减弱，但部分影响仍会延续，导致其与 2013 年的城市户籍门槛相关。其次是外生性，也即要求城市 1990 年的日照时长除了通过影响户籍门槛从而对生育年龄产生的影响之外，不能通过其他途径对生育年龄产生影响。由于 1990 年的日照时长取决于当地的自然条件，为外生的自然因素，不太可能直接影响到流动人口的生育年龄。综上所述，1990 年的城市日照时长同时满足相关性和外生性两个条件。

参考（张吉鹏等，2020），本文还将使用 1990 年城市的粮食产量作为工具变量进行内生性分析，以验证本文研究结论的稳健性。

四、实证结果

（一）基准回归结果

表 4 给出了本文的基准回归结果。第（1）列的单变量回归结果表明，城市的户籍门槛越

高，流动人口的生育年龄越晚。第（2）—（3）列依次加入控制变量和城市固定效应，第（2）—（3）列中户籍门槛变量的系数分别为 1.299 和 1.015，两者相差不大，且都在 1% 的水平上显著。因此，本文的结果是较为稳健的，有理由认为流动人口所在城市的户籍门槛会推迟其生育年龄。此外，根据第（3）列的估计结果还发现，男性的生育年龄比女性的稍大，农村户籍的流动人口生育年龄更小，初婚年龄越大的流动人口生育年龄也更大。

表 4 户籍门槛与生育年龄（基准回归）

	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛	3.1792*** (0.4187)	1.2991*** (0.1814)	1.0152*** (0.2485)
性别		0.1117** (0.0471)	0.1114** (0.0468)
受教育程度		0.0300* (0.0173)	0.0263 (0.0181)
民族		-0.0597 (0.1161)	-0.0036 (0.1123)
户籍		-0.5014*** (0.0632)	-0.4680*** (0.0574)
健康状况		0.0482* (0.0269)	0.0442 (0.0286)
本地居住时间		0.0073 (0.0067)	0.0070 (0.0068)
初婚年龄		0.9317*** (0.0120)	0.9320*** (0.0120)
生育保险		0.1569*** (0.0557)	0.1740*** (0.0541)
跨省流动		0.0148 (0.0566)	0.0486 (0.0502)
雇主		0.0768 (0.0648)	0.0535 (0.0614)
自雇		0.2115** (0.0950)	0.1837* (0.1002)
独生子女		0.0865*** (0.0297)	0.0585* (0.0346)
家庭收入		-0.0317 (0.0856)	-0.0011 (0.0866)
本地家庭人口数		-0.0916*** (0.0235)	-0.0931*** (0.0228)
Ln 人均 GDP		-0.1193* (0.0642)	-0.0371 (0.0497)
Ln 外商直接投资		-0.0328 (0.0491)	0.0397 (0.0275)
Ln 医院床位数		-0.1455 (0.1842)	-0.1660 (0.1381)

省份固定效应 常数项	25.4228*** (0.1823)	6.0495*** (0.9772)	控制 3.8560*** (1.1433)
观测值	16364	16364	16364
R ²	0.0272	0.7503	0.7527

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号中为流入地城市的聚类稳健型标准误；下表同。考虑到户籍门槛指数中也包含了房价水平，因此此回归结果未控制地级市房价，控制房价变量对本文表3及下文中所有的回归结果均几乎没有影响。

（二）工具变量估计结果

本文首先以流动人口所在城市1990年的全年日照时数作为城市户籍门槛的工具变量，前文的逻辑分析表明，1990年的日照时数与户籍门槛之间应该是正相关关系。表5第（1）列给出的工具变量第一阶段回归结果显示，城市的日照时数与户籍门槛存在显著的正相关关系，这表明本文的工具变量满足相关性要求。表5第（2）列给出的工具变量第二阶段回归结果显示，户籍门槛的系数为1.2131，且在5%的水平上显著。这表明，所在城市的户籍门槛越高，流动人口越倾向于推迟生育。流动人口所在城市的户籍门槛每提高1个标准差，会导致流动人口推迟生育1.2131年。

表5 户籍门槛与生育年龄（工具变量回归）

	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	户籍门槛	生育年龄
ln 日照时数	0.1848*** (0.0075)	
户籍门槛		1.2131** (0.5126)
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
常数项	-1.9077*** (0.0612)	
弱工具检验 F 值 (Wald F statistic)	6341.01	
观测值	16364	16364

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号中为流入地城市的聚类稳健型标准误；控制变量与表4中的相同；下表相同。

（三）稳健性检验

1. 更换工具变量

本文再次以流动人口所在城市1990年的粮食产量作为城市户籍门槛的工具变量，前文的逻辑分析表明，1990年的粮食产量与户籍门槛之间应为负相关关系。表6第（1）列给出的工具变量第一阶段回归结果显示，城市的粮食产量与户籍门槛存在显著的负相关关系，这表明该工具变量满足相关性要求。表6第（2）列给出的工具变量第二阶段回归结果显示，户籍门槛的系数为0.9080，且在5%的水平上显著，这与上文的工具变量估计结果类似。以上工具变量结果说明，户籍门槛提高确实会推迟流动人口的生育年龄。

表6 更换工具变量回归的稳健性分析

	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段

	户籍门槛	生育年龄
ln 粮食产量	-0.0124*** (0.0005)	
户籍门槛		0.9080** (0.3663)
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
常数项	-0.3090*** (0.0160)	
弱工具检验 F 值 (Wald F statistic)	12303.14	
观测值	16140	16140

2. 替换户籍门槛指标的衡量方式

本文的核心解释变量采用的是熵值法测算的户籍门槛指数，虽然熵值法是目前构造指标的常用方法，但是现有文献也经常采用等权重法和投影寻踪模型来构造指标。因此，本文也将使用基于权重法和投影寻踪模型构造的户籍门槛指数来替代使用熵值法测算的户籍门槛指数进行稳健性检验。

回归结果如下表 7 所示，无论是基础 OLS 估计还是 IV 估计，使用基于权重法和投影寻踪模型构造的户籍门槛指数都至少在 5% 的水平上显著为正，这与本文基准回归结果一致，说明本文的结果十分稳健。

表 7 更换核心解释变量构造方法的稳健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	OLS	IV
	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛指数 (等权重法)	0.9537*** (0.3384)	1.7076** (0.8123)		
户籍门槛指数 (投影法)			0.2127*** (0.0662)	0.2838** (0.1148)
常数项	3.2752*** (1.1317)		3.3663*** (1.1306)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	16364	16364	16364	16364

3. 更换被解释变量的衡量方式

本文的核心解释变量生育年龄为连续变量，基于流动人口生育年龄，本文进一步构造了一个虚拟变量——晚育，并进一步通过 Probit 模型分析户籍门槛对流动人口选择晚育概率的影响。通常认为生育年龄超过 30 岁就属于晚育，本文根据流动人口首次生育年龄是否超过 30 岁来界定晚育，如果流动人口的生育年龄小于 30 岁则晚育赋值为 0，否者为 1。下表 7 的估计结果显示，基础回归和 IV 估计的户籍门槛的系数都在 1% 的水平上显著为正，说明户籍门槛的提高会显著增加流动人口选择晚育的概率。

表 8 更换被解释变量衡量方式的稳健性分析

	(1)	(2)
--	-----	-----

	Probit	IVProbit
	晚育	晚育
户籍门槛指数	0.6048*** (0.1940)	1.1931*** (0.4372)
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
常数项	-8.7429*** (1.2625)	-6.4510*** (1.8527)
观测值	16364	16364

4.使用 2017 的 CMDS 数据做稳健性检验

考虑到 2014 年后中国进行了一轮户籍制度改革，有些城市放松了户籍政策，降低了户籍门槛，本文进一步基于 2017 年的 CMDS 数据进行实证分析。表 9 的估计结果显示，采用三种不同方法衡量的户籍门槛指数的 OLS 估计系数和 IV 估计系数都显著为正。这说明尽管 2014 年实现了户籍制度改革，落户门槛依然对流动人口的生育年龄存在显著的影响。这也说明了本文基准回归的稳健性良好。

表 9 基于 2017 年 CMDS 数据的稳健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛指数（熵值法）	1.7671*** (0.5326)	2.0247* (1.0707)				
户籍门槛指数（等权重法）			2.2812*** (0.6563)	3.2705** (1.6091)		
户籍门槛指数（投影法）					0.3330*** (0.1131)	0.5148* (0.2818)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	6.1211** (2.4407)		5.7157** (2.3999)		5.1615** (2.3328)	
观测值	19737	19509	19737	19509	19737	19509

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号中为流入地城市的聚类稳健型标准误；由于 CMDS2017 没有统计流动人口的初婚年龄，所以控制变量中没有加入初婚年龄，其余的控制变量与表 4 中的相同。

（四）机制分析

本文认为未获得本地户籍的流动人口在子女教育方面面临更高的成本，因而选择推迟生育时间，提高生命周期收入，应对子女教育支出压力。因此，在机制分析中，应当包含两部分讨论：一是未获得本地户籍的流动人口的子女在流入地入学时是否面临更高的费用；二是推迟生育是否会提高流动人口生命周期收入。

首先，对于流动人口子女在流入地入学时是否面临更高的费用这一问题，Gao et al. (2023) 指出迁入地城市的落户门槛越严格，随迁儿童就读的“赞助费”越高；从各类新闻、走访调查同样可以佐证流动人口子女入学费用更高这一结论。因此，本文重点论证推迟生育是否提高流动人口生命周期收入这一环节。

1.生育年龄与个人当前收入

本文的理论分析表明，流动人口之所以推迟生育，是因为生育孩子后会减缓人力资本积累，

不利于积累人力资本，因此推迟生育可以使得个体整个生命周期内的总收入增多。现有实证研究对此也进行了实证验证（魏东霞、陆铭, 2021）。为了进一步检验生育年龄推迟的影响机制是否成立，本文将个人收入和个人生育后进入的行业作为被解释变量，生育年龄作为核心解释变量，探究生育年龄对流动人口生育后的收入和工作行业进入的影响。表 10 的估计结果表明，在控制了流动人口的个人、家庭和地区特征之后，个体的生育年龄越大，其生育后的收入也越高。

表 10 生育年龄与个人当前收入

	(1)	(2)	(3)
	OLS	OLS	OLS
	ln 月收入	ln 月收入	ln 月收入
生育年龄	0.0223*** (0.0054)	0.0083** (0.0039)	0.0083** (0.0040)
控制变量		控制	控制
省份固定效应			控制
常数项	7.7043*** (0.1158)	6.3634*** (0.4384)	6.3848*** (0.5346)
观测值	16364	16364	16364

2. 生育年龄与进入行业

与正式的学校教育不同，城市学习效应是个体通过向周边高技能者学习而获得人力资本的一种方式，这种效应在年轻时期更为显著。前文已经证明，由于年轻时期的学习效应更强，推迟生育年龄可以提高个体生育后的收入水平。这可能是因为推迟生育年龄有利于个体提升技能水平，从而增加了个体进入现代服务业的机会，而现代服务业的工资水平普遍高于传统服务业和工业（魏东霞、陆铭, 2021）。下表 11 给出了具体的实证检验结果，第（1）列和第（2）列的估计结果显示，在控制了流动人口的个人、家庭和地区特征之后，个体的生育年龄越大，生育后进入现代服务业的概率也越高。第（3）列和第（4）列的估计结果显示，在控制了流动人口的个人、家庭和地区特征之后，在现代服务业就业个体的月收入显著高于在传统服务业就业的群体。显然，表 11 中展示的回归结果具有反向因果的内生性问题，但此处我们仍仅关注生育年龄、是否进入现代服务业以及月收入之间的相关关系，从是否进入现代服务业层面进一步讨论生育年龄和收入之间的关系。

表 11 生育年龄、进入行业与个人当前收入

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	OLS	OLS
	现代服务业	现代服务业	ln 月收入	ln 月收入
生育年龄	0.0498*** (0.0142)	0.0247** (0.0098)		
现代服务业			0.2436*** (0.0288)	0.0445*** (0.0164)
控制变量		控制		控制
省份固定效应		控制		控制
常数项	-1.7402*** (0.3509)	-4.8085*** (1.0832)	8.2412*** (0.0331)	6.9495*** (0.8691)
观测值	11446	11446	11446	11446

（五）异质性分析

1. 城乡户籍异质性

相比于城市户籍的移民来说，农村户籍移民受到的户籍歧视更大，户籍门槛给农村户籍流动人口带来的教育成本应该更高。因此，户籍门槛会更大程度地促使农村户籍流动人口推迟生育。本文将样本按照户籍分组，讨论流动人口中拥有农村户籍或城市户籍在流入地户籍门槛对生育时间影响上的异质性。表 12 的第（1）和（2）列的分组回归估计结果表明，落户门槛对城市户籍流动人口的生育年龄没有显著影响，对农村户籍流动人口的生育年龄的影响在 1%的水平下显著为正。第（3）和（4）列的 IV 估计结果进一步验证了该结论的成立。由回归结果可以看出，落户门槛每提高一个单位将使得农村户籍流动人口的生育年龄推迟 1.84 年。

表 12 户籍门槛对生育年龄影响的城乡异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村户籍	城市户籍	农村户籍	城市户籍
	OLS	OLS	IV	IV
	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛指数（熵值法）	1.5673*** (0.2338)	-1.2912 (0.8357)	1.8435*** (0.5369)	-1.4267 (1.0947)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	4.3999*** (1.2821)	0.5188 (2.1320)		
观测值	12628	3736	12628	3736

2.流动范围异质性

户籍门槛导致跨省流动的移民遭受更大的户籍歧视和更高的教育成本，这促使他们延迟生育年龄。相比之下，省内流动的移民受户籍制度影响较小，对生育时间的影响也应当较小。本文将流动人口按照跨省流动和省内流动进行分组，讨论不同的流动范围在户籍门槛对生育时间影响上的异质性。表 13 的第（1）和（2）列的分组回归估计结果表明，落户门槛对省内流动的流动人口的生育年龄没有显著影响，对跨省流动的流动人口的生育年龄的影响在 1%的水平下显著为正。第（3）和（4）列的 IV 估计结果进一步验证了该结论的成立。并且，落户门槛每提高一个单位将使得跨省流动的流动人口的生育年龄推迟 1.23 年。

表 13 户籍门槛对生育年龄影响的流动范围异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	跨省流动	省内流动	跨省流动	省内流动
	OLS	OLS	IV	IV
	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛指数（熵值法）	1.1591*** (0.2331)	0.8321 (0.5522)	1.2261** (0.4842)	1.6573 (1.2305)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	3.4152** (1.4339)	5.2815*** (1.8864)		
观测值	9752	6612	9752	6612

3.教育水平异质性

Sieg et al. (2023) 指出，在流动人口子女进入流入地公立学校就读比例方面，高技能劳动力比低技能劳动力高出 12%，因此可以认为不同教育水平的流动人口所受户籍制度限制不同。相比于受教育水平更高的移民来说，受教育水平更低的移民受到的户籍歧视更大，户籍门槛对受教

育水平更低的流动人口施加的教育成本更高。因此，落户门槛对受教育水平更低的流动人口生育年龄的推迟效应应该更强。本文根据受教育水平进行分组，讨论不同受教育程度流动人口户籍制度对生育时间的影响。表 14 的第（1）和（2）列的分组回归估计结果表明，落户门槛对受教育水平更高的流动人口的生育年龄没有显著影响，对受教育水平更低的流动人口的生育年龄的影响在 1%的水平下显著为正。第（3）和（4）列的 IV 估计结果进一步验证了该结论的成立。并且，落户门槛每提高一个单位将使得受教育年限小于 12 年的流动人口生育年龄推迟 2.63 年。

表 14 户籍门槛对生育年龄影响的教育水平异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Edu<12	Edu>=12	Edu<12	Edu>=12
	OLS	OLS	IV	IV
	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛指数（熵值法）	1.6876*** (0.3336)	0.5261 (0.3946)	2.6291*** (0.9870)	-0.0580 (0.6323)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	7.5419*** (1.8586)	0.1971 (1.5238)		
观测值	8260	8104	8260	8104

（六）进一步分析

上述分析表明，户籍门槛相当于给流动人口施加了一个额外的生育成本，从而显著提高流动人口的生育年龄。相对于男性劳动力来说，女性在家庭方面要付出更多的时间和 responsibility，在生育后需要付出更多的时间抚育孩子。反映在本文的理论模型中，生育后女性承担了更多的子女照料任务，女性的 t_h 更大，而男性则较小甚至为 0。因此，户籍门槛给流动人口带来的生育成本在女性流动人口的身上应该体现的更加明显。我们将样本按性别分组，讨论户籍门槛对生育时间影响的性别差异。

表 14 的第（1）和（2）列的分组回归估计结果表明，落户门槛对男性生育年龄没有显著影响，对女性的生育年龄的影响在 1%的水平下显著为正，第（3）和（4）列的 IV 估计结果进一步验证了该结论的成立。并且，落户门槛每提高一个单位将使得女性生育年龄推迟 2.85 年。这一实证结果也侧面佐证了本文的理论模型分析结果。

表 15 户籍门槛对生育年龄影响的性别异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	IV	IV
	男性	女性	男性	女性
	生育年龄	生育年龄	生育年龄	生育年龄
户籍门槛指数（熵值法）	-0.0615 (0.7099)	2.7782*** (0.9075)	-2.5152 (2.2119)	2.8523* (1.6426)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	21.9034*** (2.8983)	21.7126*** (2.9991)		
观测值	11112	5252	11112	5252

五、结论与政策建议

本文首先建立理论模型讨论了城市户籍门槛对流动人口生育年龄的影响。理论研究发现户籍门槛越高，流动人口的生育年龄越大。户籍门槛对流动人口生育年龄影响的机制在于落户门槛给流动人口施加了一个额外的教育成本，推迟生育有利于提高人力资本水平，增加生命周期总收入，减少支出压力。因此，在户籍门槛带来的额外教育成本提高的情况下，流动人口将选择推迟生育来实现生命周期内的效用最大化。

然后，本文基于 2014 年的中国流动人口监测调查数据和西南财经大学测算的 2013 年的中国城市落户门槛指数，对本文的理论分析的结论进行实证检验。实证研究发现，流动人口所在城市的户籍门槛对其生育年龄存在显著的正向影响，该结论在采用工具变量法处理可能存在的内生性问题后依然成立，且工具变量回归结果显示，城市的户籍门槛每提高 1 个标准差，会导致流动人口推迟生育 1.2 年。本文进一步对户籍门槛影响生育年龄的机制进行实证分析。机制分析结果表明，生育年龄越大的个体，其生育后的收入水平确实更高，而且更有可能进入工资水平更高的现代服务业领域就业，这是因为推迟生育有助于劳动力积累更多的人力资本。

本文的异质性分析表明，户籍门槛对农村户籍、跨省流动和受教育水平较低的流动人口的生育年龄的推迟效果更大。对于农村户籍、跨省流动和受教育水平较低的流动人口来说，更大的推迟效果主要是因为户籍门槛对这部分群体施加了更高的额外生育成本。而对于女性来说，由于女性承担着更多甚至全部的孩子照料事务，因此在户籍制度下，推迟生育更有利于女性工作期间的人力资本积累，对男性则没有显著影响。

生育推迟会进一步加重中国老龄化进度，老年人口占比增加，年轻人口占比减少，给社会经济发展带来诸多挑战。除此之外，生育推迟还会对个人和家庭层面造成不利影响。一方面，生育推迟可能会增加生育风险和不孕不育的概率，影响个人的身体健康。另一方面，可能出现父母已退休但子女未开始工作、父母高龄子女仍未退休等情况，致使家庭经济负担上升、“空巢老人”等问题出现。因此，为解决这一问题，在本文理论部分和实证部分所得结论的基础上，提出以下政策建议：

第一，放宽户籍制度，让流动人口更容易在城市落户，享受与城市户籍相同的教育、医疗、社保等福利。这样不仅可以提高流动人口的生育年龄，减缓我国老龄化进程，也能提高流动人口的社会地位和归属感，让他们更愿意在城市定居和生育。此外，还可以减少流动人口和城市户籍之间的不平等和歧视，促进社会和谐和稳定。

第二，建立更完善的儿童保育服务体系，为流动人口提供便利和优惠的托幼服务，减少他们的养育成本和负担。例如，在社区层面建立托儿所，以更为优惠的价格或者免费帮助需外出工作的流动人口照看孩子，充分发挥我国基层社区治理的能力优势。这样可以让流动人口更有信心和有能力兼顾工作和家庭，不再因为缺乏保育资源而放弃或延迟生育。同时，也可以提高儿童的早期教育和发展水平，为他们的未来打下良好的基础。

第三，流入地地方政府应当采取具体措施切实解决流动人口子女的入学问题。例如，流入地可在流动人口聚居地新建幼儿园、小学、初中、高中等各级学校，为流动人口子女入学问题兜底。对于农村户籍、跨省流动以及教育程度较低的流动人口，社区也应当更为关注其在生活、工作以及子女入学等各方面的困难，在力所能及的情况下加以帮助。

参考文献

- 蔡昉、都阳、王美艳, 2001: 《户籍制度与劳动力市场保护》, 《经济研究》第 12 期。
- 胡佩、王洪卫, 2020: 《住房价格与生育推迟——来自 CGSS 微观数据的证据》, 《财经研究》第 4 期。
- 屈小博、胡植尧, 2022: 《劳动力流动的“半透膜”——城市户籍门槛对流动人口工资溢价的影响》, 《中国人口科学》第 5 期。
- 石智雷、吕婕, 2021: 《全面二孩政策与流动人口生育水平变动》, 《人口研究》第 2 期。
- 魏东霞、谌新民, 2018: 《落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于 2014 年全国流动人口监测数据的实证研究》, 《经济学(季刊)》第 2 期。
- 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。
- 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勳, 2020: 《城市落户门槛与劳动力回流》, 《经济研究》第 7 期。
- 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。
- Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, 2001, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 91(5): 1369-1401.
- Adda, J., C. Dustmann and K. Stevens, 2017, “The Career Costs of Children”, *Journal of Political Economy*, 125(2): 293-337.
- Afridi, F., S. X. Li, and Y. Ren, 2105, “Social Identity and Inequality: The Impact of China's Hukou System”, *Journal of Public Economics*, 123: 17-29.
- Alderotti, G., D. Vignoli, M. Baccini and A. Matysiak, 2021, Employment Instability and Fertility in Europe: A Meta-Analysis, *Demography*, 58(3): 871-900.
- Amuedo-Dorantes, C. and E. Arenas-Arroyo, 2021, “Immigration Policy and Fertility: Evidence from Undocumented Migrants in the US”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 189: 274-297.
- Bratti, M., 2023, “Fertility Postponement and Labor Market Outcomes”, *IZA World of Labor*.
- Chen, Y. and S. Feng, 2013, “Access to Public Schools and the Education of Migrant Children in China”, *China Economic Review*, 26: 75-88.
- Clark, W. A., 2012, “Do Women Delay Family Formation in Expensive Housing Markets?”, *Demographic Research*, 27(1): 1-24.
- D’Albis, H., A. Greulich, and G. Ponthière, 2017, “Education, Labour, and the Demographic Consequences of Birth Postponement in Europe”, *Demographic Research*, 36: 691-728.
- Del Boca, D., 2002, “The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy”, *Journal of Population Economics*, 15: 549-573.
- Du, Y., A. Park, and S. Wang, 2005, “Migration and Rural Poverty in China”, *Journal of Comparative Economics*, 33(4): 688-709.
- Fernández, R. and A. Fogli, 2009, “Culture: An Empirical Investigation of Beliefs, Work, and Fertility”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1): 146-177.
- Garriga, C., A. Hedlund, Y. Tang, and P. Wang, 2023, “Rural-Urban Migration, Structural Transformation, and Housing Markets in China”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(2): 413-440.
- Imbert, C., M. Seror, Y. Zhang and Y. Zylberberg, 2022, “Migrants and Firms: Evidence from

China”, *American Economic Review*, 112(6): 1885-1914.

Jones, C. I., 2022, “The End of Economic Growth? Unintended Consequences of a Declining Population”, *American Economic Review*, 112(11): 3489-3527.

Kreyenfeld, M., 2010, “Uncertainties in Female Employment Careers and the Postponement of Parenthood in Germany”, *European Sociological Review*, 26(3): 351-366.

Kulu, H., 2005, “Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined”, *European Journal of Population*, 21: 51-87.

Leibenstein, H., 1975, “The Economic Theory of Fertility Decline”, *The Quarterly Journal of Economics*, 89(1): 1-31.

Miller, A. R., 2011, “The Effects of Motherhood Timing on Career Path”, *Journal of Population Economics*, 24: 1071-1100.

Ní Bhrolcháin, M. and É. Beaujouan, 2012, “Fertility Postponement is Largely Due to Rising Educational Enrolment”, *Population Studies*, 66(3): 311-327.

Sieg, H., C. Yoon and J. Zhang, 2023, “The Impact of Local Fiscal and Migration Policies on Human Capital Accumulation and Inequality in China”, *International Economic Review*, 64(1): 57-93.

Sobotka, T., 2004, “Is Lowest-low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing?”, *Population and Development Review*, 30(2): 195-220.

Tough, S., K. Benzies, C. Newburn-Cook, K. Tofflemire, N. Fraser-Lee, A. Faber and R. Sauve, 2006, “What Do Women Know about the Risks of Delayed Childbearing?”, *Canadian Journal of Public Health*, 97: 330-334.

Vignoli, D., V. Tocchioni and A. Mattei, 2020, “The Impact of Job Uncertainty on First-birth Postponement”, *Advances in Life Course Research*, 45: 100308.

Zhang, J., J. Huang, J. Wang, and L. Guo, 2020, “Return Migration and Hukou Registration Constraints in Chinese Cities”, *China Economic Review*, 63: 101498.

Zhang, K. H. and S. Shunfeng, 2003, “Rural–urban Migration and Urbanization in China: Evidence from Time-series and Cross-section Analyses”, *China Economic Review*, 14(4): 386-400.