

子女教养观念、入学门槛与市民化意愿

向宽虎 周鑫瑶*

内容提要 市民化进程不仅受到制度性劳动力流动障碍的影响，还会受观念因素的制约。本文利用2010年、2012年和2013年中国综合社会调查（CGSS）数据、2017年全国流动人口动态监测调查数据以及城市特征数据，研究了流动人口来源地子女教养观念对市民化的作用。研究发现，协作培养型的教养观念令流动人口流入入学门槛更低的城市，并促使流动人口离开当前居住的入学门槛较高的城市，这一作用在高教育水平的群体中更强。本文的政策含义是，可通过降低外来人员子女的入学门槛来加速市民化的进程。

关键词 子女教养观念 入学门槛 市民化意愿

一 引言

农业转移人口的市民化是中国当前城市化和经济发展中的重要任务。一方面，流动人口融入流入地城市会减少留守儿童数量，并有利于减轻城市内部的居住区分割等社会问题；另一方面，流动人口更充分地融入城市会提高其消费需求，从而直接影响内需，并间接影响到城市居民的就业和收入。此外，从公平角度而言，市民化进程的推进也意味着流动人口这一群体能够更加充分地分享城市发展带来的好处。因此，加快农民工市民化是促进经济健康发展和保障公平的重要任务。然而，当前中国流动人口市民化程度仍然较低。第七次人口普查数据显示，2020年全国常住人口城镇化率为63.9%，然而户籍人口城镇化率仅为45.4%。从流动人口的规模来看，第七次人口普

* 向宽虎（通讯作者），上海大学经济学院，电子邮箱：khxiang1986@163.com；周鑫瑶，上海大学经济学院，电子邮箱：15903365057@163.com。作者感谢“城市酷想家”工作论文研讨会、上海大学经济学院工作论文研讨会与会学者提出的宝贵意见。当然，文责自负。

查显示,2020 年全国流动人口的规模为 3.76 亿,比 2010 年第六次人口普查时净增 1.55 亿。从户籍转变之外的市民化状态来看,《2020 年农民工监测调查报告》显示,仅有 41.4% 的进城农民工认可自己是居住在城市的“本地人”,仅有 29.3% 的农民工参加过所在社区组织的活动,农民工在流入地缺乏归属感与参与感。因此,推进市民化进程的任务仍然很艰巨。十九大报告指出要加快农业转移人口市民化,二十大报告重申了这一任务。各级政府也在积极推动支持农业转移人口市民化的财政政策的落实和农村集体产权制度的改革。

在推进市民化的制度变革方面,国家近年来已经在大力推进户籍制度改革和公共服务均等化。户籍制度和公共服务歧视会影响市民化的进程,这一点已经成为社会共识,因此相应的制度变革也已经在推进。2014 年国务院印发《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,标志着中国新一轮户籍制度改革的开始。中共中央办公厅、国务院办公厅在 2019 年发布了《关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见》,文件再次强调了户籍改革的紧迫性。然而,户籍改革推进的早期,其效果并不是很好(邹一南,2018)。这固然有一部分原因是地方层面落实户籍改革和公共服务均等化的积极性不高,但不应忽略的是,一些非制度因素仍然在制约着市民化进程,并且在弱化户籍改革和公共服务均等化的作用。例如,农民工群体自身的观念特征可能会降低其市民化的意愿,如社会歧视感知、小农意识、城市归属感等(聂伟,2018;陈晓莉,2013;吴业苗,2008)。

本文也拟从观念的视角探讨农民工的市民化进程。和前文中提到的观念因素不同的是,我们强调农民工来源地的固有观念对其市民化的影响,其中,我们重点关注子女养育观念的作用。我们想强调的逻辑是,养育子女的观念会影响农民工对流入城市的选择,并且在给定流入地特征的情况下,养育子女的观念也会影响农民工的市民化意愿。但养育观念对市民化意愿的作用可能有正反两个方向:一方面,那些在来源地文化上更倾向于陪伴子女成长的父母更希望长期留在流入地城市,从而为子女争取更好的教育条件;但另一方面,陪伴子女成长的倾向也有可能使得农民工由于子女在流入地入学困难而选择离开流入地城市。基于这一考虑,我们也讨论了观念的力量和流入地城市政策的交互作用,分析了流动人口子女入学限制对养育观念作用的影响。此外,观念在不同人群中的作用可能会存在差异,因此我们也分析了入学限制和养育观念对不同人群的异质性作用。

本文利用 2010 年、2012 年和 2013 年中国综合社会调查(CGSS)数据、2017 年全国流动人口动态监测调查数据、城市特征数据以及手工收集的城市层面的入学门槛数据,对以上问题进行了实证研究。我们发现,更重视子女陪伴、更尊重子女的协作培养型教养观念会令流动人口更倾向于流入入学门槛较低的城市,并且留在这些城市。

我们还发现，重视陪伴子女的教养观念也会显著提高子女随迁、为子女教育而留下和选择稳定工作的概率。这表明，子女教养观念确实会通过子女影响流动人口的市民化，因此入学门槛会成为影响子女教养观念作用的关键因素。异质性分析的结果显示，个人教育水平越高的流动群体对入学门槛越敏感，不论是当前城市选择还是未来的居留意愿，都越会避开入学门槛高的城市。

本文的研究意义在于从户籍地原有观念这一新的视角出发，研究了城市选择和市民化意愿的影响因素，并对城市入学门槛进行了量化，分析了户籍地观念和流入地政策的交互作用。本文的结构如下：第二部分梳理并评论市民化影响因素以及户籍与入学限制的相关文献；第三部分介绍数据来源及模型设定；第四部分展示子女教养观念影响城市选择和市民化意愿的实证结果；第五部分分析入学限制和养育观念对不同人群的异质性作用；第六部分是结论与政策建议。

二 文献综述

对流动人口市民化意愿影响因素的研究已颇为丰富。诸多研究显示，丰富的家庭禀赋（姚植夫、薛建宏，2014；Zhao，2002）、高水平的人力资本（陈昭玖、胡雯，2016；王竹林、范维，2015）、充足的社会资本（徐美银，2018）、城市社会保障（张文武等，2018）以及更大的城市规模（Liu & Wang，2019）都有助于农民工融入城市。关于公共服务方面，Liu & Xing（2016）研究发现，农村小学的关闭以及到附近小学距离的增加会提升农村居民流出的概率；夏怡然和陆铭（2015）发现，流动人口流向城市，不仅仅是为了获得更充足的就业机会和更高的收入，还为了获得更好的公共服务。

以上研究市民化意愿影响因素的文献大都将视角聚焦于社会经济条件等客观因素，仅有少数文献研究了主观因素对市民化意愿的影响，如社会公平感知、制度感知和相对剥夺感等。社会公平感知是对社会环境公平与否的主观评价，它会影响人们的判断与行为。龚紫钰（2017）通过实证发现，农民工对社会公平的认可程度与其市民化意愿显著正相关。孙一平（2019）以受访者过去四周的心情作为社会公平感知的工具变量，进一步研究发现社会公平感知会推动农业转移人口市民化。关于制度感知方面，叶俊焘和钱文荣（2016）发现，农民工对制度的了解程度与对制度的公平感知，均与农民工对市民身份的主观认同程度呈显著正相关关系。除对社会环境的主观感知外，个人的感受或情绪也会影响市民化意愿，其中一个重要的因素是相对剥夺感。相对剥夺感是指与参照群体对比，处于弱势的个体会产生的基本权利被剥夺的感觉

(Mummendey et al., 1999)。胡军辉(2015)利用农民工工资与本市居民工资的差距,以及农民工工资与其所属教育组群的平均工资的差距,来代表农民工的相对剥夺感,发现农民工的相对剥夺感与其市民化意愿显著正相关,但这一发现可能和作者没有区分客观的收入差距和对收入差距的主观感受有关。

然而,这些研究主观因素对市民化影响的文献,大都没有考虑到这些观念因素本身也是市民化程度的结果,因此很难区分这些观念和市民化之间的相关关系,究竟体现了观念和市民化之间的因果联系,还是农民工在城市的观念表现本身就是市民化程度的某种体现。因此,本文采用流动人口户籍地的观念作为观念的度量,用以捕捉这一群体在受到城市生活经历和城市政策影响之前的原有观念。这一做法减轻了观念和市民化之间的反向因果问题,同时有利于分析流出地传统文化和流入地城市政策的交互作用。

户籍与入学限制是阻碍流动人口市民化的重要制度因素。由于户籍制度的存在,流动人口无法享受到与本地居民同等的社会福利,过高的城市落户门槛会增加流动人口子女留守的概率,其中一个重要机制就是教育资源难以获得(魏东霞、谌新民,2018)。这会导致市民化进程受阻。Connelly et al.(2012)发现,在中国,年龄越小的子女越可能跟随母亲流动,但5~7岁的子女并不比年龄更大的子女有更大的随迁可能,入学年龄可能是随迁的分界线。即使流动人口子女能够在本地接受教育,其学业表现也会显著差于本地居民子女(Zhang et al., 2015)。Chen & Feng(2012)的研究显示,如果将流动人口子女重新分配到公立学校就读,那么流动人口子女与上海本地学生的成绩差距会大大减小。这说明即使流动人口子女能够在城市就读,其面临的入学歧视仍然存在并会对其学习表现产生负面影响。

部分城市为了缓解流动人口子女面临的入学歧视,做了一些政策尝试,但其效果并不明显。Wen(2002)通过对贵阳市的移民学校和公立学校进行实地调查发现,移民学校在设施、师资等方面质量较低,这可能会对移民儿童的未来发展产生负面影响。相反,也有城市通过提升流动人口子女入学的门槛来控制人口的流入,但杨娟和宁静馨(2019)发现,2012年北京收紧的教育政策显著增加了儿童单独留守的概率,说明流动人口可能更重视北京的高报酬与就业机会,“教育控人”未必有效。类似地,吴贾和张俊森(2020)的研究显示,当家庭中有随迁子女到达入学年龄时,移民举家返乡的概率增加3.2~4.6个百分点,子女留守在家的概率增加2.6~3.8个百分点。

我们认为,流入地城市存在的入学限制不仅会普遍影响劳动力流动行为和市民化进程,还会通过影响子女教养观念的作用而对不同的人群产生异质性影响。也就是说,更加现代化的教养观念产生的市民化动力可能会受到入学政策的制约,并且二者的交

互作用也可能会将具有某些特征的人群排除在城市之外。此外，流动人口在城市的长期居住和稳定就业有利于其观念向着更容易融入城市的方向转变，但入学限制如果确实制约了观念的积极作用，流动人口自然融入城市的进程也将受阻。但目前，关于这方面的实证研究仍然较少。

三 数据与模型设定

（一）数据说明与处理

本文运用 2010 年、2012 年和 2013 年中国综合社会调查（CGSS）数据，构造了流动人口户籍地观念指标，并将之与 2017 年全国流动人口动态监测调查数据进行匹配，探究户籍地子女教养观念对市民化的影响。城市特征数据来源于 2016 年和 2017 年《中国城市统计年鉴》。户籍指数从张吉鹏和卢冲（2019）的研究中获得，入学政策则是从各城市政府网站文件或新闻中手动搜集整理得来。

1. 户籍地观念变量

户籍地区县观念指标均来自 2010 年、2012 年和 2013 年中国综合社会调查（CGSS）数据。观念是潜移默化形成的，通常一个地域会形成其特有的文化观念，人在成长的过程中很容易受到周围文化环境的影响，故生活在同一地域的人 would 具有相似的观念，而个人的观念也很容易带上地域特色。因此，本文使用户籍地区县观念这一较为外生的变量来代表个人观点。另外，人的观念较为稳固，除非经受重大事件冲击或环境发生变化，否则短时间内很难改变。所以，本文使用 CGSS 数据中不同年份的观念指标共同衡量某地域的整体观念。

关于子女教养观念，Baumrind（1991）结合 Maccoby & Martin（1983）关于教养方式分为回应与要求两个维度的观点，最终将子女教养方式分为权威型（authoritative）、专制型（authoritarian）、宽容型（permissive）和忽视型（neglectful）四种形式。权威型注重子女的独立性与个性并严加管教，专制型习惯用惩罚或强迫使子女服从，宽容型给予子女充分自由并注重亲子沟通，忽视型则疏于管教子女。而安妮特·拉鲁（2010）则提出两种对立的教养方式：“协作培养”（concerted cultivation）和“自然成长”（accomplishment of natural growth）。协作培养强调与子女理性沟通，以理服人，尊重子女个体，重视子女陪伴；而自然成长则倾向于在与子女交往时采用命令的口吻，较少参与亲子互动与学校事务，将教育的责任交给学校，较少干预子女生活。

本文选择利用安妮特·拉鲁（2010）的理论框架，将教养观念大致分为协作培养

和自然成长两种基本类型。在协作培养式的教养方式中，子女与父母处于相对平等的地位，这一特征用 CGSS2010 中的问题“未经孩子许可，做父母的不能查看孩子的日记和信件”的打分来衡量；亲子相处时间较多，注重陪伴，这一特征用 CGSS2012 中的问题“看着孩子长大是人生中最大的快乐”的评分来代表。二者均为正向指标，数值越大代表观念越接近协作培养。除子女教养的相关指标外，CGSS 还有一些亲子观念指标衡量了父母对子女的重视程度，包括“和不工作的妈妈一样，那些有工作的妈妈也能够和自己的小孩关系亲密、稳定”和“孩子对父母来说是一个经济负担”。这两个指标代表了父母对工作与子女的权衡：前者为正向指标，表示工作和子女同等重要，不必为其中一方而牺牲另一方；而后者为负向指标，表示工作的重要性高于子女，子女会成为负担。

不同观念之间可能会相互关联，因此本文还会控制性别观念与人情观念。关于性别观念，本文使用 CGSS 数据中有关性别看法的相关指标，具体名称与取值如表 1 所示。指标包含对家庭角色分工、男女能力定位等方面的看法，均为传统性别观念的正向衡量指标，数值越高，代表性别观念越传统，越同意“男主外，女主内”、“男性能力强于女性”等传统性别价值取向。而本文的人情观念，则主要衡量对亲缘关系和熟人关系的认可、重视和依赖程度。具体指标详见表 1，相关指标均为正向指标，数值越大代表越依赖亲缘和熟人关系。

表 1 观念指标

CGSS 问卷中的观念问题	取值描述
子女教养观念	
看着孩子长大是人生中最大的快乐	完全不同意 = 1；比较不同意 = 2；无所谓同意不同意 = 3；比较同意 = 4；完全同意 = 5
未经孩子许可，做父母的不能查看孩子的日记和信件	
子女重视程度	
和不工作的妈妈一样，那些有工作的妈妈也能够和自己的小孩关系亲密、稳定	完全不同意 = 1；比较不同意 = 2；无所谓同意不同意 = 3；比较同意 = 4；完全同意 = 5
孩子对父母来说是一个经济负担	
性别观念	
男人应该负责挣钱，女人应该负责顾家	完全不同意 = 1；比较不同意 = 2；无所谓同意不同意 = 3；比较同意 = 4；完全同意 = 5
有工作当然好，但是大多数女人真正想要的是家庭和孩子	
您是否同意男性能力天生比女性强	
您是否同意干得好不如嫁得好	
您是否同意男人以事业为重，女人以家庭为重	

续表

CGSS 问卷中的观念问题	取值描述
人情观念	
只要是熟人要不要合同无所谓	
我认为对我的亲友有益的事情，即使他们不认可，我也会设法让他们做	完全不同意 = 1；比较不同意 = 2；无所谓同意不同意 = 3；比较同意 = 4；完全同意 = 5
您认为哪一种伦理关系对社会秩序和个人生活最具根本性意义	家庭与血缘关系 = 1；其他 = 0
您在最近三个月是否委托亲友找工作	是 = 1；否 = 0
最近一次处理家务琐事上的问题最先向谁求助	家人或亲戚 = 1；其他求助对象 = 0
最近一次处理情绪及心理上的问题最先向谁求助	家人或亲戚 = 1；其他求助对象 = 0

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）数据整理得到。

本文对观念指标的构造方式分为三个步骤。首先，将以上指标分别作为被解释变量，加入个人的年龄、性别、婚姻状况、户口性质、教育水平、收入等个体特征，以及区县固定效应进行回归，并提取出区县固定效应作为每一个指标在区县层面的共同特征。然后，我们按户籍地区县将 CGSS 中提取出的指标在区县层面的共同特征与 2017 年流动人口动态监测调查数据进行匹配。最后，利用熵值法，按观念类别分类将众指标压缩为四个综合观念指标：子女教养观念、子女重视程度、性别观念以及人情观念。

由于户籍地为直辖市的流动人口的行为和决策可能与户籍地为其他城市的流动人口不同，因此删去户籍地为直辖市的样本，最终获得来自 98 个区县的匹配样本 7055 个。户籍地观念的描述性统计如表 2 所示。

表 2 户籍地观念描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	25% 分位数	50% 分位数	75% 分位数
子女教养观念	98	0.558	0.149	0.461	0.545	0.651
子女重视程度	98	0.536	0.138	0.442	0.559	0.621
性别观念	98	0.391	0.125	0.299	0.374	0.442
人情观念	93	0.424	0.088	0.376	0.416	0.478

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）数据计算得到。

2. 流动人口个体变量

流动人口的相关数据来自 2017 年全国流动人口动态监测调查数据。本文参照张文武等（2018）和李勇辉等（2019）使用流动人口在当前城市的长期居住意愿来代表市

民化意愿的做法，用流动人口动态监测调查数据中的问题“如果您打算留在本地，您预计自己将在本地留多久”的回答来构造被解释变量“是否明确决定在本地长期居住”，以代表流动人口的市民化意愿。如果个体决定在本地居住 6 年及以上，则赋值为 1，决定居住 6 年以下、决定不再在本地居住和“没想好”的样本则赋值为 0。本文还会探究子女教养观念对子女随迁的影响，以及观念对不同受教育水平人群的异质性影响。在流动人口动态监测调查数据中，除被访问者外的其他个体如果与被访问者的关系是“儿子”或“女儿”，并且现居住地是“本地”，则个体被确认为随迁子女。在异质性分析中，被调查者本人学历为本科及以上的视为“高教育水平”，本科以下为“非高教育水平”。

本文还会控制一些流动个体的个人特征和流动特征。省内流动和家庭成员随迁能显著增强流动个体的长期居留意愿与落户意愿（崔宝玉、霍梦婷，2019）；老家是否有宅基地（Gu et al., 2020）、收入和消费水平（梅建明、袁玉洁，2016）、健康状况（秦立建等，2012）等对市民化意愿也存在显著影响。因此，除控制基本个体特征如年龄及年龄的平方、性别、受教育年限、婚姻状况等变量之外，本文还会控制健康状况、收入情况和老家有无宅基地等个人特征，并且控制同住家庭成员数、流动范围等流动特征。其中，性别变量对女性赋值为 1，男性赋值为 0。未上过小学的个体的受教育年限为 0，小学教育程度受教育年限为 6 年，初中为 9 年，高中或中专为 12 年，大学专科为 15 年，大学本科为 16 年，研究生为 19 年。健康变量对自评健康为“健康”或“基本健康”的个体赋值为 1，“不健康，但生活能自理”或“生活不能自理”的则赋值为 0。婚姻状况变量对在婚状态的个体赋值为 1，其他为 0。关于流动范围的指标，跨省流动用 1 表示，省内跨市的值为 2，市内跨县为 3。本文在回归中则用两个虚拟变量来度量流动范围：是否省内跨市流动与是否跨省流动，参照组为市内跨县流动。个体变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 流动人口个体变量描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	25% 分位数	50% 分位数	75% 分位数
是否明确决定在本地长期居住	7055	0.410	0.492	0	0	1
是否有子女随迁	5072	0.694	0.461	0	1	1
是否为子女获得更好的教育而留下	5846	0.227	0.419	0	0	0
是否签订了固定期限的劳动合同	3076	0.479	0.500	0	0	1
流入本市时长(年)	7055	6.425	6.109	2	5	9
今后一段时间，您是否打算继续留在本地	7055	0.829	0.377	1	1	1

续表

变量名	样本数	均值	标准差	25%分位数	50%分位数	75%分位数
2016年以来您在本地是否参加过工会、志愿者协会的活动	7055	0.118	0.323	0	0	0
是否同意“我喜欢我居住的城市/地方”	7055	0.975	0.157	1	1	1
是否同意“我关注我现在居住城市/地方的变化”	7055	0.953	0.212	1	1	1
年龄(岁)	7055	36.520	10.857	28	35	44
性别	7055	0.485	0.500	0	0	1
受教育年限(年)	7055	10.023	3.249	9	9	12
婚姻状况	7055	0.828	0.377	1	1	1
同住家庭成员人数(人)	7055	3.238	1.208	3	3	4
流动范围	7055	2.330	0.776	2	3	3
户籍地老家是否有宅基地	7055	0.605	0.489	0	1	1
去年平均月收入(元)	7054	7180.167	5755.565	4000	6000	8000
是否健康	7055	0.972	0.166	1	1	1
是否为高教育水平	7055	0.062	0.241	0	0	0

资料来源：根据2017年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

3. 城市变量

城市变量来自2016年与2017年《中国城市统计年鉴》。本文控制的城市特征包括城市的教育供给水平、城市规模、产业结构、公共服务水平、环境污染状况和劳动力收入水平等。对大多数城市而言，外来务工人员子女均有可能在满足一定的条件时获得在本地接受义务教育的资格，但大多数并不能在流入城市接受高中教育或参加高考。因此本文只考虑流入城市的义务教育供给水平，用“小学师生比”来度量。其他城市变量具体还包括代表城市规模的“年平均人口数”、衡量产业结构的“第三产业增加值占国内生产总值（GDP）比重”/“第二产业增加值占国内生产总值（GDP）比重”、“医生数量”、“市辖区人均道路面积”、“人口密度”、“工业烟粉尘排放量”和“职工平均工资”等。除“人口密度”与“市辖区人均道路面积”为2015年的数据外，其他变量均为2016年数据^①。

4. 入学门槛变量

我们通过各城市政府网站的官方文件或新闻报道，手动搜集各城市2014-2017年期

^① 《中国城市统计年鉴》中，“人口密度”与“市辖区人均道路面积”的最新数据为2015年。

间某年的义务教育入学政策。从搜索结果来看,有明确政策文件的地区以各城市全市层面或中心城区为主。入学政策信息比较明确的 257 个地级城市可以被分为积分入学城市和材料入学城市两类,数量分别为 23 个和 234 个。流入积分入学城市的外来务工人员通过规定的积分项目积累分数来为子女争取入学名额;流入材料入学城市的外来务工人员则通过提交符合规定的材料来实现子女在流入地接受义务教育。因为是对入学门槛的量化,所以本文只考虑城市规定的外来务工人员子女能够获得入学资格的最低要求。

参照吴贾和张俊森(2020)的做法,本文用材料种类数与材料中要求的年限来衡量材料入学城市的入学难度,以实现材料入学城市入学门槛的量化。材料项目包括居住证、就业材料、居住材料、无监护条件证明、身份证、户口簿、入学申请材料、流出证明、出生证或接种卡、学籍或就学材料、社保材料、计划生育材料十二大类。材料入学门槛指数的构造方式具体如下:

首先,将城市 j 中材料项目 p 的材料种类数 s_{jp} 作为基础分,要求的材料年限 y_{jp} 作为附加分,利用 $s_{jp}(1+ay_{jp})$ 计算 j 城市材料项目 p 的难度得分。材料种类数越多,要求年限越长,城市的入学门槛就越高。其中, a 代表年限的权重,本文将 $a=1$ 的计算结果作为入学门槛指数的基本结果。然后,以难度得分为基础,利用熵值法计算每一材料项目的权重 w_p 。熵值法确定权重的结果是,各个城市材料要求都差别不大的项目,如居住证、社保材料等,权重较小;反之,城市间要求差别很大的项目如无监护条件证明、入学申请材料等,权重较大。最后,利用式(1)得到各个材料入学城市的入学门槛指数。

$$ET_j = \sum_{p=1}^{12} w_p * s_{jp}(1 + ay_{jp}) \quad (1)$$

而积分入学城市的积分项目繁琐复杂,匹配成功的样本量过少,能够和观念数据匹配的 7055 个样本中仅有 736 个流入了积分入学城市。并且,和材料入学城市相比,积分入学城市的入学门槛并不一定更高或更低,比如凭材料入学的北京市的入学门槛显然要高于凭积分入学的河源市,凭积分入学的苏州市的入学门槛显然要高于凭材料入学的乌鲁木齐市,因此,难以将积分入学城市的入学门槛指数与材料入学城市的入学门槛指数合并为一个连续的指数。所以本文仅考虑占绝大多数的流入材料入学城市的样本。

另外,本文也会使用城市户籍指数来捕捉其他方面的流入门槛,以检验入学门槛的作用。户籍指数取自张吉鹏和卢冲(2019)对 2000-2016 年 120 个城市的户籍门槛量化的结果,本文只使用 2014-2016 年的城市户籍指数。表 4 为城市特征变量、户籍指数与入学门槛指数等城市层面变量的描述性统计。

表 4 流入地城市层面变量描述性统计

变量名	样本数	均值	标准差	25%分位数	50%分位数	75%分位数
小学师生比	257	0.061	0.012	0.052	0.058	0.066
产业结构	257	1.054	0.541	0.738	0.915	1.160
医生数量(人)	257	10938.070	10564.990	5132	7940	12911
市辖区人均道路面积(平方米)	249	13.654	9.888	8.280	11.960	16.310
工业烟粉尘排放量(吨)	239	25250.650	36494.840	6890	13390	32040
人口密度(人/平方公里)	257	429.376	318.979	186.990	343.890	627.360
职工平均工资(元)	257	59670.140	12085.110	52195	57228	65015
年平均人口数(万人)	256	457.742	329.933	250.5	384	599.5
城市户籍指数	108	0.042	0.047	0.017	0.028	0.048
入学门槛指数	234	0.101	0.091	0.026	0.078	0.136

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》、政府网站文件和相关文献（张吉鹏、卢冲，2019）数据计算得到。

（二）模型设定

我们认为，教养观念对市民化可能存在两个阶段的作用：第一，不同的教养观念会促使流动人口选择流入不同的城市；第二，流入城市之后，教养观念也会对流动人口在当前城市的长期居留意愿产生影响。第一阶段为流入城市决策。劳动者在决定流动时会面对一系列的备选城市，个体 i 选择流入城市 j 的方程如下所示：

$$Chosen_{ijk} = \alpha_0 + \alpha_1 Child_{hk} \times C_j + \alpha_2 X_i \times C_j + \gamma_i + \theta_h \times \mu_j + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

其中， $Chosen_{ijk}$ 表示户籍地为 h 省 k 区县的个体 i 是否会选择城市 j ，如果个体 i 选择流入城市 j ，那么 $Chosen_{ijk}$ 赋值为 1，否则赋值为 0。因为每个个体 i 都面临着 j 个备选城市，所以第一阶段的样本数为流动个体数乘以城市数 ($N \times M$)。核心解释变量为 $Child_{hk}$ ，表示 h 省 k 区县的子女教养观念。 C_j 表示城市特征向量，其中包含我们关注的城市入学门槛； X_i 表示个体特征向量。为了控制其他个人特征对城市选择的影响，我们也控制了个人特征和城市特征的交互项 $X_i \times C_j$ 。我们还控制了个体固定效应 γ_i 以及流出省 - 流入城市对的固定效应 $\theta_h \times \mu_j$ ， ε_{ijk} 是随机扰动项。

第二阶段为是否长期居住决策。流动个体流入城市之后，会决定未来是否在当前城市长期居住，这一决策的方程如下：

$$Live_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 Child_{hk} + Z_i \Gamma + \delta_j + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

其中， $Live_{ijk}$ 表示户籍地为 h 省 k 区县，流入城市 j 的个体 i 的长期居留意愿，明确决定在本地长期居住 6 年及以上的赋值为 1，其他则赋值为 0； $Child_{hk}$ 表示 h 省 k 区县

的子女教养观念， Z_i 表示个体 i 的个体特征和流动特征控制变量， δ_j 为流入城市固定效应， ε_{ijk} 为随机扰动项。

四 实证结果

(一) 子女教养观念对城市选择的影响

我们首先分析了子女教养观念对城市选择的影响。如果我们前面的分析逻辑正确，子女教养观念更加倾向于协作培养的流动人口，会更加倾向于选择入学门槛较低的城市，或者说避开入学门槛较高的城市。实证分析的结果如表 5 所示。

表 5 子女教养观念对城市选择的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
子女教养观念 × 入学门槛指数	-0.032 *** (0.005)		-0.031 *** (0.005)	-0.033 *** (0.006)	-0.032 *** (0.006)
子女教养观念 × 小学师生比		0.003 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
子女重视程度 × 入学门槛指数				-0.045 *** (0.006)	-0.046 *** (0.006)
子女重视程度 × 小学师生比				-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)
常数项	0.029 (0.027)	0.028 (0.024)	0.031 (0.026)	-0.316 *** (0.066)	-1.465 *** (0.098)
子女教养观念 × 其他城市特征控制变量	是	是	是	是	是
其他观念 × 城市特征控制变量	否	否	否	是	是
个体特征 × 城市特征控制变量	否	否	否	否	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
流出省 - 流入城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1475040	1636592	1475040	1434510	1430730
R ²	0.128	0.117	0.128	0.128	0.128

注：被解释变量为“是否流入”；城市层面变量除入学门槛指数外全部取对数，入学门槛指数已对中；括号内为流动个体层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）、《中国城市统计年鉴》、全国流动人口动态监测调查和政府网站文件数据计算得到。

表 5 第 (1) ~ (5) 列加入了个体固定效应、流出省 - 流入城市对的固定效应和子女教养观念与其他城市特征的交互项。其中，城市特征具体包括第三产业增加值占

GDP 比重/第二产业增加值占 GDP 比重、医生数量、市辖区人均道路面积、工业烟粉尘排放量、人口密度、职工平均工资与年平均人口数。

第(1)列显示,子女教养观念与入学门槛指数的交互项为负,且在1%的水平下显著,说明子女教养观念越接近协作培养的流动人口,越倾向于流向入学门槛较低的城市。第(2)列中子女教养观念与小学师生比的交互项不显著,说明城市的教育供给水平对流动人口的城市选择没有显著影响。第(3)列则同时加入了子女教养观念与入学门槛指数、小学师生比的交互项,子女教养观念与入学门槛指数交互项的系数大小与显著性水平未有太大变化,而子女教养观念与小学师生比的交互项依旧不显著,说明在城市选择中主要还是入学门槛而非基础教育供给在起作用。

考虑到其他观念也可能对城市选择产生影响,同时这些观念和子女教养观念之间可能存在相关性,我们在第(4)列中又加入了子女重视程度、性别观念和人情观念与入学门槛指数、小学师生比的交互项,并控制了子女重视程度、性别观念和人情观念与其他城市特征控制变量的交互项。结果显示,子女教养观念与入学门槛指数的交互作用依然显著,而子女重视程度的作用与子女教养观念类似,即越重视子女的流动人口,越倾向于流向入学门槛更低的城市,城市教育供给水平的作用同样不显著。第(5)列则又加入了其他个人特征包括性别、年龄、受教育年限和去年平均收入与城市特征的交互项,以控制这些个人特征对城市选择的影响,子女教养观念的相关结果仍然没有太大的变化,协作培养型子女教养观念促使流动人口流向入学门槛较低的城市的作用较为稳定。

(二) 子女教养观念对长期居留意愿的影响

1. 基本回归结果

在分析了子女教养观念对城市选择的影响之后,我们也分析了其对流动人口在当前城市长期居留意愿的影响。理论上讲,更加倾向于协作培养的教养观念意味着更加注重和子女的团聚与互动,这对长期居留意愿的影响同时有正反两个方面。一方面,它会使得流动人口更可能携带子女迁移,因而可能会增加其在流入地城市的稳定性,从而促进长期居住。但另一方面,更加注重和子女的团聚与互动意味着进行城市选择和长期居住选择时,更加以携带子女为前提,这使得流动人口要综合考虑流入城市的预期收入和子女教育条件。随着子女的成长,这将增加流动人口家庭为了更好的子女教育环境而在城市间重新进行选择的可能性,降低其在当前城市长期居住的意愿。子女教养观念对长期居留意愿的影响的基本回归结果如表6所示。

表 6 子女教养观念对长期居住意愿的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
子女教养观念	0.099 *** (0.037)	0.147 * (0.082)	-0.031 (0.062)	-0.083 (0.073)
子女教养观念 × 入学门槛指数				-1.692 ** (0.723)
子女重视程度		0.013 (0.099)	0.115 * (0.064)	0.129 * (0.073)
性别观念		-0.061 (0.126)	0.087 (0.070)	0.159 * (0.085)
人情观念		0.097 (0.123)	0.107 (0.112)	0.041 (0.128)
年龄		0.005 (0.004)	0.006 * (0.003)	0.006 * (0.003)
年龄平方		-1.72e-05 (4.50e-05)	-3.19e-05 (3.66e-05)	-3.70e-05 (4.11e-05)
同住家庭成员人数		0.018 ** (0.008)	0.018 *** (0.006)	0.016 ** (0.007)
性别		0.011 (0.012)	0.007 (0.011)	0.008 (0.013)
受教育年限		0.020 *** (0.003)	0.018 *** (0.003)	0.020 *** (0.003)
省内跨市		-0.029 (0.039)	-0.052 (0.032)	-0.037 (0.034)
跨省		-0.162 *** (0.027)	-0.184 *** (0.034)	-0.179 *** (0.035)
婚姻状况		0.101 *** (0.020)	0.072 *** (0.022)	0.080 *** (0.026)
户籍地老家是否有宅基地		-0.120 *** (0.015)	-0.086 *** (0.012)	-0.087 *** (0.014)
是否健康		-0.105 *** (0.040)	-0.091 ** (0.042)	-0.082 * (0.048)
Ln(去年家庭平均月收入)		0.091 *** (0.016)	0.095 *** (0.015)	0.097 *** (0.017)
常数项	0.351 *** (0.023)	-0.739 *** (0.175)	-0.741 *** (0.133)	-0.851 *** (0.146)
流入城市固定效应	否	否	是	是
观测值	7024	6813	6813	5491
R ²	0.001	0.092	0.200	0.199

注：被解释变量为“是否明确决定长期居住”；第（4）列中入学门槛指数已对中；括号内为系数估计值的标准误，其中第（2）至（4）列为区县层面的聚类标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）、全国流动人口动态监测调查和政府网站文件数据计算得到。

表6第(1)列中未加入任何控制变量,子女教养观念的估计系数为0.099,在1%的水平下显著;第(2)列中加入了个体特征与流动特征的控制变量,子女教养观念的估计系数为0.147,在10%的水平下显著,这说明协作培养型的子女教养观念会增强流动人口在当前城市的长期居留意愿。但第(3)列中,控制了流入城市固定效应之后,子女教养观念不再显著。这可能是因为在城市选择的过程中,协作培养型的子女教养观念已经令流动人口更加集中地流向更容易长期居住的城市,而流入城市固定效应则剔除了这部分作用,从而使得子女教养观念的作用变得不显著。也可能是因为存在入学门槛异质性:在入学门槛高的城市,注重子女团聚的协作培养型子女教养观念会降低流动人口在当前城市长期居住的意愿,促使其离开当前城市转而流向其他子女更容易入学的城市;在入学门槛低的城市,协作培养型子女教养观念会因随迁子女容易入学而促使流动人口更愿意在当前城市长期居住。在全样本中,正负两个方向的作用相互抵消,所以子女教养观念的总体作用不显著。

基于这一考虑,我们在第(4)列中加入了子女教养观念与入学门槛指数的交互项,交互项系数在5%的水平下显著为负,表明随着入学门槛的提高,协作培养型的子女教养观念更加倾向于降低流动人口在本地居住的意愿,其背后的原因可能是流动人口转而选择流向其他入学门槛更低的城市,这与城市选择模型的逻辑一致。

在个体特征控制变量中,同住的家庭成员人数越多,居留意愿越强;受教育年限越长,居留意愿也越强。相对于市内跨县流动的群体,跨省流动的流动人口的长期居留意愿更弱,其系数绝对值也大于省内跨市流动。平均而言,处于在婚状态的流动人口的长期居留意愿比非在婚状态的流动人口高8.0%,而户籍地老家拥有宅基地的流动人口的长期居留意愿比没有宅基地的低8.7%,这可能是由于土地的收益补偿会阻碍农业转移人口定居(刘媛媛等,2021)。身体相对健康的流动人口的长期居留意愿比不健康的低8.2%,这可能是由于身体健康状况较差的人对城市医疗资源的需求更加迫切。最后,家庭收入为流动人口在城市定居提供经济保障,家庭收入越高,定居的意愿越强。

在表6的基本回归结果中,子女教养观念与入学门槛指数的交互项对是否明确长期居住的系数显著为负,但这个结果也有可能是与入学门槛相关的其他因素造成的,其中教育供给和其他方面的流入约束是关键干扰因素。为排除这些可能的相关因素的干扰,表7分别控制了子女教养观念与城市户籍指数和小学师生比的交互项。

表 7 子女教养观念与入学门槛对长期居留意愿的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
子女教养观念	-0.040 (0.056)	-0.089 (0.069)	0.496 (1.070)	0.455 (1.591)
子女教养观念 × 入学门槛指数		-1.894* (1.041)	-1.729** (0.706)	-1.868* (1.053)
子女教养观念 × 小学师生比			0.202 (0.365)	0.189 (0.551)
子女教养观念 × 城市户籍指数	-1.019* (0.592)	-0.371 (0.739)		-0.482 (0.908)
控制变量	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是
观测值	4135	3522	5481	3522
R ²	0.201	0.197	0.199	0.197

注：被解释变量为“是否明确决定长期居住”；入学门槛指数与城市户籍指数均已对中，小学师生比取对数；括号内为系数估计值在区县层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）、《中国城市统计年鉴》、全国流动人口动态监测调查和政府网站文件数据计算得到。

表 7 中第（1）列单独放入城市户籍指数和子女教养观念的交互项，结果显示其系数为负，这意味着子女教养观念倾向于协作培养型的流动人口会选择留在户籍门槛较低的城市。第（2）列则同时加入了子女教养观念与入学门槛指数、城市户籍指数的交互项，只有子女教养观念与入学门槛指数交互项的系数显著为负，说明控制了入学门槛之后，流入地城市的落户门槛并不显著影响子女教养观念对流动人口长期居留意愿的作用。第（3）列同时加入了子女教养观念与入学门槛指数、小学师生比的交互项，只有子女教养观念与入学门槛指数交互项的系数显著为负，说明流入地教育供给水平也不会对子女教养观念的作用产生显著影响。第（4）列加入了前 3 列所有的交互项，依旧只有子女教养观念与入学门槛指数的交互项的系数显著，其作用较为稳健。也就是说，从子女教养观念和流入地城市政策对流动人口长期居留意愿交互作用的视角来看，起关键作用的流入地城市政策是入学门槛。这与第一阶段的流动人口城市选择的决策逻辑一致。

2. 稳健性检验

入学门槛是影响子女教养观念作用的重要因素。在上文的分析中，我们采用的是 $\alpha = 1$ 时通过式（1）计算出来的入学门槛指数。为避免偶然性，此处我们通过调整材料年限的权重，即 α 的大小，来检验入学门槛指数的影响是否稳健，检验结果见表 8。

表 8 入学门槛指数的稳健性检验：调整年限的权重

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	a = 0.25	a = 0.5	a = 0.75	a = 1.25	a = 1.5	a = 1.75	a = 2
子女教养观念	-0.080 (0.072)	-0.081 (0.072)	-0.082 (0.072)	-0.083 (0.073)	-0.083 (0.073)	-0.084 (0.073)	-0.084 (0.073)
子女教养观念 × 入学门槛指数	-1.550 ** (0.670)	-1.611 ** (0.693)	-1.657 ** (0.710)	-1.755 ** (0.745)	-1.806 ** (0.761)	-1.849 ** (0.775)	-1.886 ** (0.786)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5491	5491	5491	5491	5491	5491	5491
R ²	0.199	0.199	0.199	0.199	0.199	0.199	0.199

注：被解释变量为“是否明确决定长期居住”；入学门槛指数已对中；括号内为系数估计值在区县层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）、全国流动人口动态监测调查和政府网站文件数据计算得到。

在表 8 中，我们逐步调整年限权重，令 a 从 0.25 逐步增加至 2，间隔为 0.25，计算相应的入学门槛指数并进行回归。结果显示，子女教养观念与入学门槛指数交互项的系数均显著为负，这说明入学门槛对子女教养观念作用的负向影响较为稳健。并且随着年限权重的增加，系数绝对值大小也在增加，入学门槛的阻碍作用更强。

3. 机制分析

我们认为，流动人口的城市选择和市民化意愿是对提高收入和家庭团聚两个目标进行权衡的结果，这意味着流动人口的城市选择与其和家庭成员的团聚或者分居状态，以及流入城市后是否为长期居住做打算是一同一选择的不同方面。与此同时，教养观念理论上主要涉及对子女的教育以及和子女的团聚或者分居状态。因此，如果教养观念确实是影响市民化的因素，那么其作用会体现在流动人口家庭关于子女的决策中，也会影响其他代表长期定居准备的指标。表 9 和表 10 分别对这两个方面进行了检验。

表 9 教养观念与子女相关决策

	育有子女的群体	今后一段时间内打算 留在本地的群体	被雇用的劳动力群体
	(1)	(2)	(3)
	子女是否随迁	是否为子女获得更好的教育而留下	是否签订了固定期限的劳动合同
子女教养观念	0.100 * (0.054)	0.156 *** (0.045)	0.234 *** (0.081)

续表

	育有子女群体	今后一段时间内打算 留在本地的群体	被雇用的劳动力群体
	(1)	(2)	(3)
	子女是否随迁	是否为子女获得更好的教育而留下	是否签订了固定期限的劳动合同
控制变量	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是
观测值	4912	5637	2984
R ²	0.174	0.196	0.265

注：第（1）列回归样本限制在育有子女的群体之中，第（2）列样本为今后一段时间内打算留在本地的群体，第（3）列样本为被雇用的劳动力群体；括号内为系数估计值在区县层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）和全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

表9的第（1）列显示，协作培养型的子女教养观念会提高育有子女的流动人口携带子女流动的概率，这和协作培养型的子女教养观念更加重视子女陪伴的特征一致。第（2）列显示，对于打算继续留在本地的群体而言，子女教养观念越接近协作培养，留在本地的原因越可能为“因为子女能够获得更好的教育”这一理由。第（3）列中，被解释变量“是否签订了固定期限的劳动合同”是指在被雇用的劳动力群体中，个体是否与雇主签订了固定期限的劳动合同，若是，则赋值为1，若未签订劳动合同或签订了无固定期限的、一次性工作的、试用期的劳动合同，则赋值为0。子女教养观念的系数为0.234，在1%的水平下显著，这意味着协作培养型的子女教养观念会提高流动人口签订固定期限劳动合同的概率，这可能是由于子女已在流入城市接受教育，所以流动个体会选择比较稳定的生活；也可能是因为各城市的外来务工人员子女的入学政策大都会要求父母提供劳动合同和已缴纳一定期限社保的凭证，所以为满足子女入学要求，流动个体更倾向于签订固定期限的劳动合同。两种情况下，子女教养观念对稳定工作的正向作用都和子女是否在流入地城市接受教育相关。

以上结果说明，协作培养型子女教养观念会促使流动人口子女随迁，为子女教育而留下并寻找一份稳定的工作。这表明教养观念的确会影响流动家庭对子女的相关决策，教养观念也确实通过子女来影响流动人口的长期居留意愿。

表 10 子女教养观念与入学门槛对其他长期居住准备或意愿的影响

	育有 15 岁及以下 子女的流动群体	全样本			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	流入本市时长	2016 年以来您在本地 是否参加过工会、志 愿者协会的活动	今后一段时间， 您是否打算继续 留在本地	是否同意“我关注 我现在居住城市/ 地方的变化”	是否同意“我 喜欢我居住的 城市/地方”
子女教养观念	-1.607* (0.855)	2.26e-05 (0.043)	-0.004 (0.049)	0.001 (0.023)	0.006 (0.013)
子女教养观念 × 入学门槛指数	-14.760* (8.597)	-0.789* (0.435)	-1.228*** (0.450)	-0.544** (0.267)	-0.407* (0.217)
控制变量	是	是	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3111	5491	5491	5491	5491
R ²	0.270	0.120	0.096	0.061	0.063

注：第（1）列样本为育有 15 岁及以下子女的流动群体，其他回归均为全样本；入学门槛指数已对中；括号内为系数估计值在区县层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）、全国流动人口动态监测调查和政府网站文件数据计算得到。

表 10 为子女教养观念和入学门槛对流动人口其他代表长期居住准备或长期居住意愿的指标的影响。第（1）列中的被解释变量为流入本市时长。随着流入本市时间的增加，流动人口与本地居民的工资差异会逐渐缩小（Chiswick, 1978；Izquierdo et al., 2009），公民参与度也会提升（Aleksynska, 2011），流动人口越可能适应并融入本地生活，在本地长期居住。但是对于流入本市太久同时年龄也较大的人来说，子女教养观念和入学门槛可能不会起作用，因为其子女可能早已完成学业，不再受入学门槛的束缚，城市的就业机会反而更加重要，所以第（1）列将回归限制在有 15 岁及以下子女的样本中。子女教养观念和入学门槛的交互项对流入本市时长的系数显著为负，城市的入学门槛越高，具有协作培养型子女教养观念的流动人口在当前城市居住的时间越短。类似地，入学门槛越高，持协作培养观念的流动人口在本地的社会参与减少，继续居留意愿也会显著降低，并且对本地的喜爱和关心程度也会减弱，这意味着其他的长期居住准备和长期居留意愿都会受入学门槛制约。

五 子女教养观念与入学门槛对长期居住意愿影响的异质性

(一) 个体教育水平的异质性

协作培养型子女教养观念与高入学门槛的联合作用会降低流动人口在当前城市的长期居住意愿，但这一作用对不同教育水平的群体可能会存在差异。例如，同样居住在入学门槛较高的城市，相比于教育水平较低的群体，教育水平高的群体可能更有能力在此类城市定居，在当前城市的长期居住意愿更强；反过来，教育水平高的群体的选择更多，在当前入学门槛较高的城市的长期居住意愿也可能更弱。为探究个体教育水平的异质性，本文将高教育水平定义为拥有本科及以上学历，非高教育水平定义为本科以下学历。表 11 为个体教育水平的异质性的回归结果。

表 11 子女教养观念与入学门槛对长期居住意愿的影响：教育水平的异质性

变量	全样本	高教育水平	非高教育水平
	(1)	(2)	(3)
子女教养观念 × 入学门槛指数 × 是否为高教育水平	-3.803 ** (1.808)		
子女教养观念 × 入学门槛指数	-1.483 * (0.763)	-5.123 * (3.002)	-1.392 * (0.786)
子女教养观念 × 是否为高教育水平	0.189 (0.176)		
入学门槛指数 × 是否为高教育水平	2.229 * (1.188)		
子女教养观念	-0.088 (0.077)	-0.153 (0.293)	-0.076 (0.075)
是否为高教育水平	-0.076 (0.105)		
控制变量	是	是	是
流入城市固定效应	是	是	是
观测值	5491	343	5148
R ²	0.200	0.407	0.190

注：被解释变量为“是否明确决定长期居住”；材料入学城市的入学政策不包含对随迁子女父母的教育水平存在歧视的要求，大学本科及以上学历定义为高教育水平，本科以下学历为非高教育水平；第（1）列为全样本回归，第（2）列样本为高教育水平流动人口，第（3）列样本为非高教育水平流动人口；入学门槛指数已对中；括号内为系数估计值在区县层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查（CGSS）、全国流动人口动态监测调查和政府网站文件数据计算得到。

表 11 第 (1) 列中子女教养观念、入学门槛指数与是否为高教育水平的三交互项系数为 -3.803 ，在 5% 的水平下显著。这说明教育水平更高的协作培养型流动个体对入学门槛更敏感，更有可能避开入学门槛高的城市。第 (2)、(3) 列将样本分为高教育水平与非高教育水平，进行分组回归。第 (2) 列中，虽然高教育水平样本过少，但子女教养观念与入学门槛指数的交互项系数仍在 10% 的水平下显著为负，大小为 5.123 ，远大于第 (3) 列非高教育水平样本的系数 1.392 ，这与三交互项回归的逻辑一致：教育水平高的协作培养型流动人口对入学门槛更敏感，反应更大。

(二) 进一步讨论

表 11 的回归结果显示，相比于教育水平较低的群体，教育水平更高的群体的子女教养观念与入学门槛的交互作用更大。这可能是因为教育水平高的流动人口的选择更多，流动性更强，更有能力避开入学门槛高的城市，但也有可能是因为教育水平高的人更多具有协作培养型的子女教养观念。因此，我们利用包含子女教养观念指标的原始的 2010 年和 2012 年 CGSS 数据，将教育水平对子女教养观念指标进行回归，探讨是否教育水平越高的人越有协作培养的倾向，具体结果见表 12。

表 12 个体教育水平对子女教养观念的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	看着孩子长大是人生中最大的快乐	看着孩子长大是人生中最大的快乐	未经孩子许可，做父母的不能查看孩子的日记和信件	未经孩子许可，做父母的不能查看孩子的日记和信件
受教育年限		-0.003 (0.003)		0.024^{***} (0.004)
私塾	0.011 (0.101)		0.151 (0.112)	
小学	0.036 (0.032)		0.173^{***} (0.047)	
初中	0.019 (0.035)		0.286^{***} (0.049)	
职业高中	0.043 (0.092)		0.345^{***} (0.102)	
普通高中	0.024 (0.040)		0.271^{***} (0.055)	
中专	0.054 (0.046)		0.436^{***} (0.067)	
技校	-0.098 (0.087)		0.366^{***} (0.122)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	看着孩子长大是人生最大的快乐	看着孩子长大是人生最大的快乐	未经孩子许可, 做父母的不能查看孩子的日记和信件	未经孩子许可, 做父母的不能查看孩子的日记和信件
大学专科(成人高等教育)	-0.087* (0.053)		0.472*** (0.068)	
大学专科(正规高等教育)	-0.070 (0.057)		0.376*** (0.073)	
大学本科(成人高等教育)	0.051 (0.069)		0.308*** (0.092)	
大学本科(正规高等教育)	-0.073 (0.060)		0.339*** (0.078)	
研究生及以上	-0.116 (0.198)		0.199 (0.144)	
常数项	3.970*** (0.139)	3.966*** (0.145)	3.801*** (0.181)	3.799*** (0.179)
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
观测值	4877	4877	8961	8961
R ²	0.116	0.113	0.102	0.099

注: 括号内为系数估计值在区县层面的聚类稳健标准误; *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。
资料来源: 根据中国综合社会调查 (CGSS) 数据计算得到。

表 12 第 (1) 列将不同的教育水平转化为多个虚拟变量, 对照组为“未接受过教育”。结果显示, 在控制其他个人特征和区县固定效应之后, 代表不同教育水平的虚拟变量对“看着孩子长大是人生最大的快乐”的同意程度的回归系数几乎都不显著。为使教育水平与子女教养观念倾向的关系更加直观, 我们也将 CGSS 数据中的受教育程度转化为受教育年限。在第 (2) 列中, 受教育年限对“看着孩子长大是人生最大的快乐”的同意程度的影响依旧不显著。这意味着对“看着孩子长大是人生最大的快乐”这一观念的认可程度与个人教育水平无关。

第 (3) 列中被解释变量为对“未经孩子许可, 做父母的不能查看孩子的日记与信件”的同意程度, 除“私塾”和“研究生及以上”外, 其他虚拟变量系数均在 1% 的水平下显著为正。总体上, 随着教育水平的提升, 系数也在逐渐增大, 说明教育水平越高, 越同意“未经孩子许可, 做父母的不能查看孩子的日记与信件”。第 (4) 列中受教育年限的系数也在 1% 的水平下显著为正, 说明教育程度越高的人越认可“未经孩

子许可，做父母的不能查看孩子的日记与信件”。整体而言，个人教育水平越高，越倾向于持协作培养型的子女教养观念。因此表 11 所呈现的不同教育水平的异质性，有可能有两种来源：一是高教育水平的父母对入学门槛更为敏感；二是同一来源地的流动人口，高教育水平的个体更倾向于持协作培养的教养观念。对于这两种可能性，本文暂时难以区分。

六 结论与建议

本文利用 2010 年、2012 年和 2013 年中国综合社会调查（CGSS）数据、2017 年全国流动人口动态监测调查数据以及城市层面的数据，研究子女教养观念对城市选择和市民化的作用。研究发现，子女教养观念越接近于协作培养型教养方式的流动人口越倾向于流入入学门槛更低的城市。子女教养观念对在当前城市的长期居留意愿的总体作用不显著。这可能是因为在进行城市选择的过程中，协作培养型的子女教养观念已经令流动人口更加集中地流入更容易长期居住的城市，而加入流入城市固定效应则会剔除这部分作用，从而使得子女教养观念的作用变得不显著；也有可能因为存在入学门槛异质性，子女教养观念的总体作用不显著。在加入子女教养观念与入学门槛的交互项之后，其系数显著为负，较高的入学门槛会促使持有协作培养型教养观念的流动人口离开当前城市。

研究还发现，协作培养型子女教养观念促使流动人口携带子女流动，并使流动人口为了子女能够获得更好的教育而留在当前城市并选择较为稳定的工作，并在其他维度表现出融入城市的行为倾向。这表明子女教养观念确实会通过子女影响流动人口的市民化。高教育水平的持协作培养型教养观念的流动人口对入学门槛更加敏感。这可能是因为教育水平越高的群体选择更多，流动性更强；也可能是因为教育水平越高，在原有文化环境相同的条件下，个体层面越容易接受协作培养型的子女教养观念。

本文的实证结果显示，入学门槛是阻碍流动人口市民化的非常重要的因素。过高的入学门槛会使现代化的协作培养型子女教养观念对流动人口的城市定居意愿产生负向作用，并将高教育水平的流动群体和倾向于稳定工作的流动群体排除在城市之外，而二者都是城市发展亟需的人才。此外，从长期的视角来看，流动人口的子女养育观念会随着时间的推移而向城市居民靠近，但这种观念自发改变而导致的市民化进程的推进，会因为城市入学门槛的存在而受阻。因此，为提升流动人口市民化意愿，应降低城市对外来人口子女的入学限制，以加速市民化进程。

参考文献:

- 陈晓莉 (2013), 《农民工市民化的文化障碍及其消解》, 《探索》第6期, 第127-131页。
- 陈昭玖、胡雯 (2016), 《人力资本、地缘特征与农民工市民化意愿——基于结构方程模型的实证分析》, 《农业技术经济》第1期, 第37-47页。
- 崔宝玉、霍梦婷 (2019), 《流动特征、政府服务与农业转移人口市民化意愿》, 《农村经济》第7期, 第127-134页。
- 龚紫钰 (2017), 《就业质量、社会公平感与农民工的市民化意愿》, 《福建论坛 (人文社会科学版)》第11期, 第137-146页。
- 胡军辉 (2015), 《相对剥夺感对农民工市民化意愿的影响》, 《农业经济问题》第11期, 第32-41页。
- 安妮特·拉鲁 (2010), 《不平等的童年》, 张旭译, 北京: 北京大学出版社。
- 李勇辉、刘南南、李小琴 (2019), 《农地流转、住房选择与农民工市民化意愿》, 《经济地理》第11期, 第165-174页。
- 刘媛媛、王恒伟、刘秀华 (2021), 《居住特征、农村土地与农业转移人口迁移决策——以重庆市中心城区为例》, 《南方人口》第3期, 第14-27页。
- 梅建明、袁玉洁 (2016), 《农民工市民化意愿及其影响因素的实证分析——基于全国31个省、直辖市和自治区的3375份农民工调研数据》, 《江西财经大学学报》第1期, 第68-77页。
- 聂伟 (2018), 《社会包容与农民工市民化研究》, 《社会科学辑刊》第6期, 第102-112页。
- 秦立建、秦雪征、蒋中一 (2012), 《健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响》, 《中国农村经济》第8期, 第38-45页。
- 孙一平 (2019), 《社会公平感知与农业转移人口市民化——基于2015年CGSS数据的研究》, 《宏观经济研究》第3期, 第147-159页。
- 王竹林、范维 (2015), 《人力资本视角下农民工市民化能力形成机理及提升路径》, 《西北农林科技大学学报 (社会科学版)》第2期, 第51-55页。
- 魏东霞、湛新民 (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, 第549-578页。

- 吴贾、张俊森 (2020), 《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》, 《经济研究》第 11 期, 第 138 - 155 页。
- 吴业苗 (2008), 《农民工市民化的观念障碍与调适》, 《理论与改革》第 1 期, 第 49 - 53 页。
- 夏怡然、陆铭 (2015), 《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》, 《管理世界》第 10 期, 第 78 - 90 页。
- 徐美银 (2018), 《人力资本、社会资本与农民工市民化意愿》, 《华南农业大学学报 (社会科学版)》第 4 期, 第 53 - 63 页。
- 杨娟、宁静馨 (2019), 《以教控人是否有效? ——基于北京、上海两地抬高随迁子女入学门槛政策的比较分析》, 《教育与经济》第 1 期, 第 65 - 74 页。
- 姚植夫、薛建宏 (2014), 《新生代农民工市民化意愿影响因素分析》, 《人口学刊》第 3 期, 第 107 - 112 页。
- 叶俊焘、钱文荣 (2016), 《制度感知对农民工主观市民化的影响及其代际和户籍地差异》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 40 - 52 页。
- 张吉鹏、卢冲 (2019), 《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》, 《经济学 (季刊)》第 4 期, 第 1509 - 1530 页。
- 张文武、欧习、徐嘉婕 (2018), 《城市规模、社会保障与农业转移人口市民化意愿》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 128 - 140 页。
- 邹一南 (2018), 《户籍改革的路径误区与政策选择》, 《经济学家》第 9 期, 第 88 - 97 页。
- Aleksynska, Mariya (2011). Civic Participation of Immigrants in Europe: Assimilation, Origin, and Destination Country Effects. *European Journal of Political Economy*, 27 (3), 566 - 585.
- Baumrind, Diana (1991). The Influence of Parenting Style on Adolescent Competence and Substance Use. *Journal of Early Adolescence*, 11 (1), 56 - 95.
- Chen, Yuanyuan & Shuaizhang Feng (2012). Access to Public Schools and the Education of Migrant Children in China. *China Economic Review*, 26, 75 - 88.
- Chiswick, Barry (1978). The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men. *Journal of Political Economy*, 86 (5), 897 - 921.
- Connelly, Rachel, Kenneth Roberts & Zhenzhen Zheng (2012). The Role of Children in the Migration Decisions of Rural Chinese Women. *Journal of Contemporary China*, 21 (73),

93 – 111.

- Gu, Hengyu, Yingkai Ling, Tiyan Shen & Lindong Yang (2020). How Does Rural Homestead Influence the Hukou Transfer Intention of Rural-Urban Migrants in China. *Habitat International*, 105, <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2020.102267>.
- Izquierdo, Mario, Aitor Lacuesta & Raquel Vegas (2009). Assimilation of Immigrants in Spain: A Longitudinal Analysis. *Labour Economics*, 16 (6), 669 – 678.
- Liu, Jing & Chunbing Xing (2016). Migrate for Education: An Unintended Effect of School District Combination in Rural China. *China Economic Review*, 40, 192 – 206.
- Liu, Tao & Jiejing Wang (2019). Bringing City Size in Understanding the Permanent Settlement Intention of Rural-Urban Migrants in China. *Population, Space and Place*, 26 (4), <https://doi.org/10.1002/psp.2295>.
- Maccoby, Eleanor & John Martin (1983). Socialization in the Context of the Family: Parent-Child Interaction. In Paul Mussen (ed.), *Handbook of Child Psychology (Volume 4)*. New York: Willey, pp. 1 – 101.
- Mummendey, Amélie, Thomas Kessler, Andreas Klink & Rosemarie Mielke (1999). Strategies to Cope with Negative Social Identity: Predictions by Social Identity Theory and Relative Deprivation Theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76 (2), 229 – 245.
- Wen, Christine (2020). Educating Rural Migrant Children in Interior China: The Promise and Pitfall of Low-fee Private Schools. *International Journal of Educational Development*, 79, <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2020.102276>.
- Zhang, Dandan, Xin Li & Jinjun Xue (2015). Education Inequality between Rural and Urban Areas of the People's Republic of China, Migrants' Children Education, and Some Implications. *Asian Development Review*, 32 (1), 196 – 224.
- Zhao, Yaohui (2002). Causes and Consequences of Return Migration: Recent Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 30 (2), 376 – 394.

Parenting Concept, Enrollment Threshold, and Willingness of Citizenization among Migrant Workers

Xiang Kuanhu & Zhou Xinyao

(School of Economics, Shanghai University)

Abstract: The process of citizenization is affected not only by institutional barriers to labor mobility, but also by conceptual factors. Combining data from CGSS (2010, 2012, 2013), China Migrants Dynamic Survey in 2017, and prefectural-level city characteristics, this paper examines the effect of migrants' parenting concept on their citizenization. We find that having concerted cultivation concept will make migrants choose cities with lower school enrollment threshold, while bypassing cities with higher enrollment threshold for their children. This effect is significantly stronger among the highly educated migrants. An implication from this paper is that the citizenization process could be accelerated by lowering the school enrollment threshold for migrant children.

Keywords: parenting concept, enrollment threshold, willingness of citizenization

JEL Classification: R23, Z13, J68

(责任编辑：合羽)