

公共卫生服务如何影响农民工留城意愿*

——基于中国流动人口动态监测调查的分析

祝仲坤

摘要:完善公共卫生服务体系是深化医疗体制改革、推进健康中国战略的重要举措。本文基于2014年和2017年中国流动人口动态监测调查数据,系统考察了公共卫生服务对农民工留城意愿的影响。研究表明,公共健康教育、健康档案管理等公共卫生服务均能显著提升农民工的留城意愿,在利用工具变量缓解内生性问题,并进行遗漏变量检验后,结论依然成立。进一步分析表明,公共卫生服务对老一代及跨省流动农民工留城意愿的提升作用更大。机制分析表明,公共卫生服务可以通过提升健康水平、增强城市归属感间接提高农民工留城意愿,其中城市归属感发挥的间接效应更大。本文的研究有助于审视并理清公共卫生服务在推动农民工市民化进程中的政策效应,为以公共卫生服务为抓手,铺就农民工市民化道路提供证据支撑。

关键词: 公共卫生服务 留城意愿 农民工 健康水平 城市归属感

中图分类号: F323.6 C913.4 **文献标识码:** A

一、问题的提出

2020年初,新型冠状病毒肺炎(COVID-19)疫情暴发、蔓延,逐渐演变成新中国成立以来最为严重的一次公共卫生危机(杜创,2020)。在疫情防控过程中,公共卫生体系发挥的积极作用至关重要,但其中的短板和弱项也暴露出来,因此加快完善公共卫生服务体系刻不容缓(杜创,2020)。在中国,数以亿计的农民工在城乡之间不断迁徙,如何使基本公共卫生服务惠及广大农民工是当前公共卫生服务体系建设中极为关键却最为薄弱的环节。相比于城市居民,农民工群体既容易受到传染性疾病的侵害,也更容易成为潜在的传播者。从这个层面来讲,农民工接受的公共卫生服务质量就成为检验中国公共卫生服务体系的“试金石”。

广大农村居民背井离乡进入城市,除为获得更好的工作机会和更高的收入外,成为城镇居民也是他们大多数人孜孜以求的生活目标之一。已有研究指出,市民化进程的本质,不仅可以理解为城乡户

*本文研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“数字鸿沟对农户福利不平等的影响机理与效应研究——基于 Sen 的可行能力理论”(编号:71903062)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,作者文责自负。

籍的转换，还可以理解为农民工逐步享有与当地市民同等基本公共服务的过程（姚先国等，2015；钱雪亚等，2017）。由此看来，公共卫生服务是否有助于提升农民工留城意愿，能在多大程度上推动农民工市民化进程，可以在一定程度上评价城市公共卫生服务的质量。

基本公共卫生服务是中国医疗卫生领域的一项长期性、基础性的制度安排。2009年，为深化医疗体制改革，《中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》发布，国家基本公共卫生服务项目启动，这成为国家推动健康中国战略的政策基点。此后，从2013年国家卫生健康委员会（后文简称“国家卫健委”）启动流动人口公共卫生服务均等化试点，到2016年中共中央、国务院印发《“健康中国2030”规划纲要》，再到党的十九大报告强调要加快推进基本公共服务均等化，建立优质高效的医疗卫生服务体系，各项政策均强调公共卫生服务之于流动人口的重要性，希望通过提供均等化的公共卫生服务，提升流动人口的“获得感”。

相比于国家对公共卫生服务顶层设计的高度重视与实践进程中的迅速推进，公共卫生服务领域规范的、深入的学术研究略显滞后。公共卫生服务在农民工市民化进程中扮演着怎样的角色？这一具有重要现实意义的问题至今仍未得到完整、准确的回答。在此背景下，本文基于国家卫健委组织开展的中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）数据，从公共健康教育和健康档案管理两个方面，系统评估公共卫生服务对农民工留城意愿的影响，并剖析其中的作用机制。本文的研究不仅有助于重新审视公共卫生服务在改善农民工生存状态、推进农民工市民化进程中的价值所在，也有助于更深刻地认识流动人口公共卫生服务均等化的发展进程，为进一步推动流动人口公共卫生服务均等化，乃至流动人口公共服务均等化提供事实依据。

二、文献综述与研究假说

（一）文献综述

20世纪90年代中国“民工潮”兴起后，农民工问题开始得到学术界的广泛关注（邹一南，2021），彼时关注的焦点是如何管理农民工以维持城市秩序；进入21世纪，伴随着中国工业化进程的深入，“离土又离乡”的进城农民工数量持续攀升，如何改善农民工居住条件、保障其基本权益成为学术界关注的焦点（何焯华、杨菊华，2013）；2008年国际金融危机之后，“民工潮”转化为“民工荒”，农民工市民化问题开始得到社会各界的重视（国务院发展研究中心课题组等，2011）。党的十八届三中全会提出，要坚持走中国特色新型城镇化道路，推进以人为核心的城镇化。推进农业转移人口（农民工）市民化成为其中的核心任务。由此，如何加快推进农民工市民化成为学术焦点，学术界围绕农民工市民化问题展开了诸多讨论。概括起来，已有相关研究主要围绕以下三个方面展开：

第一，基于经济学或社会学理论体系，在发展经济学、农业经济学或人口学语境下，理解劳动力转移的规律，探究中国情境下农民工市民化发展的历史进程及未来趋势（国务院发展研究中心课题组等，2011；魏后凯、苏红键，2013）。第二，从规范分析视角，对农民工市民化问题解构分析，基于代际视角或地区视角对农民工市民化意愿和水平进行分层次、分阶段比较，因地、因时、因实分析中国农民工市民化进程的发展态势（马晓河、胡拥军，2018）。第三，从经验分析视角，探究农民工市

民化意愿和水平的决定因素，包括制度性因素、人力资本因素与社会资本因素等。制度性因素方面，已有研究表明，以户籍制度为基础的社会保障制度、住房制度、农村土地制度等，均会显著影响农民工市民化的意愿和水平（王桂新、胡健，2015；秦立建、陈波，2014）。人力资本因素方面，受教育程度、职业技能等因素受到广泛关注（王晓峰、温馨，2017）。社会资本因素方面，已有研究证实，社会信任、社会网络、社会规范等因素对农民工市民化意愿有显著影响（徐美银，2018）。

公共服务是政府职能的核心与实质，是政府责任的重要体现，会对农民工市民化意愿产生重要影响。钱雪亚等（2017）、刘金凤、魏后凯（2019）等的多项研究均聚焦公共服务对农民工市民化意愿的影响。上述文献既有微观视角下的研究，也有宏观视角下的分析，具体关注点包括居住证制度、随迁子女教育、养老保险及医疗保险等多个方面的服务内容。

若将研究内容细化至公共卫生服务上来，已有研究则大多聚焦于公共卫生服务的实施进展、均等化水平、影响公共卫生服务均等化的各类因素以及公共卫生服务产生的影响等多个层面的内容。关于公共卫生服务产生的影响，邓睿（2019）基于2017年流动人口专题调查数据的研究表明，健康档案管理、公共健康教育等公共卫生服务对农民工城市劳动供给具有积极作用。王鸿儒等（2019）利用CMDS2017数据的研究指出，公共卫生服务有助于提高流动人口的医疗服务利用水平。赵一凡、王晓慧（2020）基于CMDS2018数据的研究表明，接受公共健康教育可以显著提升流动人口的健康状况。祝仲坤等（2020）基于2014年中国8个城市社会融合专项调查数据的研究表明，公共卫生服务有助于提高农民工的可行能力。

现有研究在两个方面还有待强化。第一，在基本公共服务的各项内容中，对公共卫生服务的重视程度有待提高。现有探究农民工市民化意愿影响因素的相关文献，对义务教育、就业、住房、养老等公共服务内容关注度较高，也已达成基本共识，充分认识到上述公共服务内容对于推进农民工市民化进程的重要价值。然而，公共卫生服务却经常被忽略，或仅作为控制变量纳入分析过程，有针对性的系统研究十分少见。在中国，农民工群体健康素养普遍较低，保健意识相对薄弱，是健康管理中的“弱势”群体，更容易受到疾病侵害，因此农民工接受公共卫生服务的质量理应得到更多关注。第二，现有以公共卫生服务为核心内容的研究重点探讨了公共卫生服务的发展现状、影响因素，以及公共卫生服务对劳动供给、医疗服务利用水平、健康状况、可行能力的影响（邓睿，2019；王鸿儒等，2019；赵一凡、王晓慧，2020；祝仲坤等，2020），但遗憾的是，以公共卫生服务为核心、以市民化为导向，探究公共卫生服务如何在农民工市民化进程中发挥作用的研究仍十分少见。

（二）研究假说

所谓市民化，从动态上理解，其本质是为农民工赋予同等社会权利，从社会排斥到社会接纳的过程，其中基本公共服务是最基础的社会权利（姚先国等，2015）。从静态上来看，已有文献大多认为市民化的内涵可以理解为农民工已完成本地户籍转换或能够实现与本地居民平等地享受公共服务的结果（刘金凤、魏后凯，2019）。要实现市民化，一个重要前提就是以农民工为主体的流动人口具有市民化意愿，而市民化意愿又以留城意愿和转户意愿为基础。正因如此，在研究农民工市民化的相关文献中，大多以留城意愿或转户意愿为代理变量衡量农民工的市民化意愿。转户意愿与户籍制度密切相

关，而中国的户籍制度是一种典型的“区域公民权”（熊易寒，2012），转户意愿往往因不同地区有不同的户籍门槛而存在较大差异，因此本文以留城意愿为代理变量，考察公共卫生服务对农民工留城意愿的影响，探究公共卫生服务在农民工市民化进程中发挥的作用。

要探究公共卫生服务对农民工留城意愿的影响，首要任务在于理清公共卫生服务影响农民工留城意愿的内在逻辑，这就需要追根溯源，从公共卫生服务的基本内涵出发加以剖析。

首先，公共卫生服务的核心内容是公共卫生。所谓公共卫生，早在1920年，温斯洛（Winslow）就提出公共卫生概念，他指出，公共卫生是关于通过有组织的社区努力来预防疾病、延长寿命、促进身体健康的科学与艺术，这一概念影响深远，延续至今（刘民权，2020）。可见，公共卫生的初衷在于维护健康权这一基本人权。就本文而言，提供公共健康教育、建立健康档案可以使农民工更广泛地获得、理解并使用健康信息，从而丰富其健康知识，提升其健康素养，使其养成良好的健康习惯，规避健康风险，最终提高健康水平。

关于健康水平与农民工留城意愿的关系，一方面，健康是农民工人力资本的基础内容，在一定程度上决定了其市民化能力，其留城意愿也可能因此而被左右（宁光杰、李瑞，2016；徐美银，2018）；另一方面，健康是一种福祉，良好的健康状态可能会丰富农民工的城市生活，提高其生活质量与满意度，其留城意愿可能会因此而得到提升。鉴于此，本文认为公共卫生服务对农民工留城意愿的影响很可能存在“公共卫生服务→提升健康水平→提高留城意愿”的逻辑链条。

其次，公共卫生服务的本质属性是服务，是一种由政府提供的公共服务。这类服务原本受户籍制度限制，只服务本地户籍人口。2009年，国家基本公共卫生服务项目启动，流动人口公共卫生服务均等化进程拉开序幕。所谓均等化，是指流动人口^①与本地户籍人口无差别地享受政府提供的公共卫生服务。这实质上是跨越户籍制度限制，为农民工赋予一种社会权利，实现了部分本地户籍社会权利的让渡，彰显出务工城市对农民工本地社会公民身份一定程度的认可。尤其在城市仍广泛奉行“经济接纳、社会排斥”的背景下，提供公共卫生服务更能让农民工感受到所在城市的关爱与帮扶，缩短与城市的心理距离，增强农民工的城市归属感与认同感，进而提高其留城意愿（杨菊华，2015）。鉴于此，本文认为公共卫生服务对农民工留城意愿的影响还可能存在“公共卫生服务→增强城市归属感→提高留城意愿”的逻辑链条。根据上述分析，本文提出以下研究假说：

假说1：公共卫生服务能够显著提高农民工的留城意愿。

假说2：公共卫生服务能通过提升健康水平、增强城市归属感，提高农民工的留城意愿。

^①需要说明的是，并非所有流动人口都可以均等化地享受公共卫生服务。根据原国家卫生和计划生育委员会2013年出台的《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》，只有居住半年以上的流动人口才被纳入基本公共卫生服务项目，可以均等化地享受所有基本公共卫生服务。

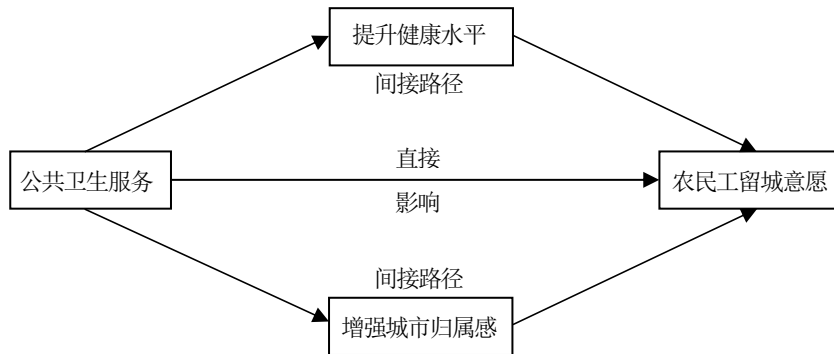


图1 公共卫生服务影响农民工留城意愿的逻辑

三、数据、变量与模型

(一) 数据来源

本文实证分析使用的数据来源于2017年度中国流动人口动态监测调查(CMDS)。之所以使用这套数据,主要是从以下三个方面考虑:第一,CMDS数据是由国家卫健委组织实施调查的,覆盖全国31个省级行政单位及新疆生产建设兵团的大型微观调查数据,兼具权威性与大样本特征。第二,国家卫健委是国家负责推行基本公共卫生服务项目的行政机构,中国流动人口动态监测调查是国家卫健委监督、追踪各地区流动人口公共卫生服务落实情况的重要调查活动,调查对象为在流入地居住一个月以上,非本县(或其他县级行政单位)户口的15周岁以上的流动人口,严格执行分层、多阶段、与规模成比例的抽样方法,兼具专业性与科学性特征。第三,CMDS2017数据是国家卫健委公布的最新一期调研数据,具有较强的时效性。

CMDS2017数据样本总量为169989个。由于本文关注的是农民工群体,且只有在本地居留超过半年的被访者才被要求回答公共健康教育的相关问题,因此本文只考虑处于就业状态且在本地居留超过半年的农业户口的流动人口。经过筛选,本文最终获得有效样本98024个。

除CMDS2017数据外,本文还使用CMDS2014数据检验实证结果的稳健性。CMDS2014数据同样是由国家卫健委组织实施调查的、符合PPS抽样的、覆盖全国的大样本调查数据,调查样本总量为200938个,本文根据研究主题筛选后,获得有效样本138863个。

(二) 变量选择与描述

1.被解释变量。本文的被解释变量为“留城意愿”。关于留城意愿,CMDS2017问卷向被访者询问两个问题:第一,“今后一段时间,您是否打算继续留在本地?”被访者在“是”、“否”、“没想好”三个选项中选择。若被访者回答“是”,问卷紧接着询问“您预计自己将在本地留多久?”被访者回答的选项包括“1~2年”、“3~5年”、“6~10年”、“10年以上”、“定居”、“没想好”。本文参照杨菊华(2015)的研究,以是否愿意在本地居住5年及以上为标准设定留城意愿变量,愿意在本地居住5年以上的取值为1,不愿意在本地居住5年以上取值为0。按此标准,本文的有效样本中,留城意愿变量取值为1的样本为39080个,占比为39.87%。

值得注意的是，已有研究对市民化意愿的衡量指标并不完全一致，部分研究用“转户意愿”作为衡量指标（王桂新、胡健，2015；宁光杰、李瑞，2016），但这一指标可能因不同地区的制度性及非制度性户籍门槛而存在测量误差。然而，为了使本文结果更稳健，本文也用转户意愿作为被解释变量，用于回归结果的稳健性检验。CMDS2017 问卷向被访者询问“如果您符合本地落户条件，您是否愿意把户口迁入本地？”被访者可选择“愿意”、“不愿意”、“没想好”。本文样本范围内，回答“愿意”的农民工 34404 人，占比为 35.10%；回答“不愿意”的农民工 36898 人，占比为 37.64%；回答“没想好”的农民工 26722 人，占比为 27.26%。本文将转户意愿设定为二元变量，选择“愿意”的取值为 1，选择“不愿意”或“没想好”的取值为 0。

2.核心解释变量。根据 2013 年原国家卫生和计划生育委员会印发的《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》，流动人口基本公共卫生服务涉及公共健康教育、健康档案管理、流动儿童预防接种、流动孕产妇和儿童保健管理等多项服务内容，开展流动人口公共健康教育、实施流动人口健康档案管理等是其中的重点工作，因此本文将“公共健康教育”和“健康档案管理”作为核心解释变量。

公共健康教育。CMDS2017 问卷向被访者询问“过去一年，您在现居住村（居）是否接受过以下方面的健康教育？”被访者在职业病防治、性病和艾滋病防治、生殖健康与避孕、结核病防治、控制吸烟、心理健康、慢性病防治、妇幼保健和优生优育、突发公共事件自救等 9 项内容^①中进行多选。本文将被访者接受公共健康教育的项数加总，由此得到最小值为 0，最大值为 9 的变量^②。在本文的样本范围内，农民工接受公共健康教育的平均水平为 3.7783 项，其中 26.49%的农民工未接受过任何一项公共健康教育。

本文对农民工群体接受公共健康教育的基本情况进行了描述，如图 2 所示。CMDS2017 问卷涉及的 9 项公共健康教育中，农民工接受比例超过半数的有 3 种，其中控制吸烟接受比例最高，达到 52.70%；其次是生殖健康与避孕，接受比例为 51.11%；再次是妇幼保健和优生优育，接受比例为 50.70%。相比之下，有 4 种公共健康教育农民工接受比例不足四成，其中接受过结核病防治教育的农民工比例最低，仅为 34.17%，接受过职业病防治教育的农民工比例为 35.19%，接受过心理健康教育的农民工比例为 35.98%，接受过慢性病防治教育的农民工比例为 37.46%。此外，接受过性病和艾滋病防治、突发公共事件自救教育的农民工比例也偏低，仅分别为 40.74%和 43.62%。

^①根据 CMDS2017 问卷说明文件的定义，职业病指劳动者在生产劳动及其他职业活动中，接触职业性有害因素如粉尘、噪声、放射性物质和其他有毒、有害物质等引起的疾病；慢性病指慢性非传染性疾病，是长期的、不能自愈的、难以治愈的疾病，如高血压、糖尿病、心脏病、癌症、慢性支气管炎等。

^②本文也尝试过将公共健康教育变量的定义方式设置为“至少接受过 1 项公共健康教育的取值为 1，未接受过任何公共健康教育的取值为 0”，照此标准，样本中接受过公共健康教育的农民工比例高达 73.51%。使用这样的二元变量，难以准确反映农民工接受公共健康教育的实际差异。

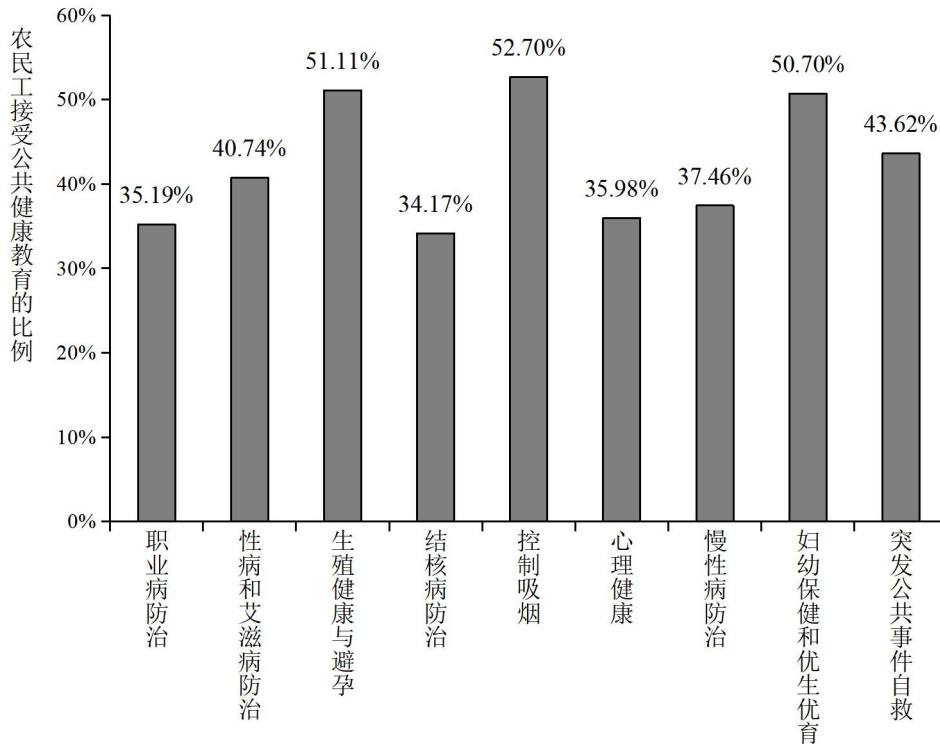


图2 农民工接受公共健康教育的基本情况

健康档案管理。CMDS2017 问卷向被访者询问“本地是否给您建立了居民健康档案？”被访者回答的选项包括“是，已经建立”、“没建，没听说过”、“没建，但听说过”、“不知道”四种。本文使用的样本中，29.28%的农民工明确回答已经建立了健康档案，32.17%的农民工没建立但听说过健康档案，22.60%的农民工没建立也没听说过健康档案，还有 15.95%的农民工不知道是否建立了健康档案。本文实证部分对该变量的设定为，如果被访者回答已建立健康档案，则该变量取值为 1，其他情况下该变量取值为 0^①。

3.控制变量。参考已有研究，本文控制了年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、家庭规模、住房类型、收入水平、就业身份、是否具有城镇医疗保险、老家是否有宅基地^②、流动范围、本地居留时间等变量。此外，考虑到不同地区（省级或地级行政单位）政策的差异，本文以虚拟变量形式控制地区效应。

^①本文也尝试过调整健康档案管理变量的设定方式，将“是，已经建立”和“没建，但听说过”两类取值为 1，“没建，没听说过”和“不知道”两类取值为 0。按这一标准得到新变量后，将其放入 Probit 模型回归，发现估计结果与使用原变量的估计结果基本一致。

^②本文也尝试过将老家是否有宅基地变量替换为老家是否有承包地变量，两种情况下的估计结果无显著差异。

表1 变量定义与描述性统计

变量	定义	平均值	标准差
留城意愿	是否愿意在本地居住5年及以上：是=1，否=0	0.3987	0.4896
转户意愿	“如果符合本地落户条件，是否愿意把户口迁入本地？”愿意=1，不愿意或没想好=0	0.3510	0.4773
公共健康教育	受访者接受公共健康教育的种类（项）	3.7783	3.3776
健康档案管理	“本地是否给您建立了居民健康档案？”已建立=1，其他=0	0.2873	0.4528
年龄	受访者年龄（岁）	36.2895	9.3964
性别	受访者性别：男=1，女=0	0.5712	0.4949
受教育程度	受访者学历：高中及以上=1，其他=0	0.3107	0.4628
婚姻状况			
未婚（参照组）	未婚=1，其他=0	0.1362	0.3429
在婚	在婚=1，其他=0	0.8167	0.3869
离异或丧偶	离异或丧偶=1，其他=0	0.0471	0.2118
家庭规模	受访者同住家庭成员数（个）	3.2444	1.1711
收入水平	受访者家庭人均收入（元）的自然对数	7.5938	0.6008
就业身份			
受雇（参照组）	受雇=1，其他=0	0.5500	0.4974
雇主	雇主=1，其他=0	0.0580	0.2337
自营劳动者	自营劳动者=1，其他=0	0.3920	0.4882
住房类型			
租房（参照组）	租房=1，其他=0	0.7526	0.4315
保障房	保障房=1，其他=0	0.0187	0.1353
自有住房	自有住房=1，其他=0	0.2287	0.4200
是否具有城镇医疗保险	受访者是否参加了城镇社会医疗保险 ^a ：是=1，否=0	0.2167	0.4120
老家是否有宅基地	受访者老家（指户籍所在地）是否有宅基地：是=1，否=0	0.7124	0.4526
本地居留时间	受访者在流入地居住时间（年）	6.9900	5.9790
流动范围	受访者流动范围：跨省流动=1，省内流动=0	0.5009	0.5000
自评健康	“您的健康状况如何？”健康=3，基本健康=2，不健康=1	2.8262	0.4176
客观健康	“最近一年您本人是否有患病（负伤）或身体不适的情况？”是=1，否=0	0.4953	0.5000
城市归属感	“我很愿意融入本地人当中，成为其中一员”：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1	3.3048	0.6335

注：a.问卷中涉及的社会医疗保险包括新型农村合作医疗保险、城乡居民合作医疗保险、城镇居民医疗保险、城镇职工医疗保险与公费医疗五种类型。由于本文关注的主体是农民工，因此如果受访者有城镇居民医疗保险、城镇职工医疗保险或公费医疗，则该变量取值为1，其他情况取值为0。

（三）计量模型设定

1.基准回归。由于被解释变量（留城意愿）为二元变量，因此本文采用 Probit 模型进行回归分析。

该模型的表达式为:

$$Citi_i^* = \alpha + \beta PHS_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i, \quad Citi_i = \begin{cases} 1, & Citi_i^* > 0 \\ 0, & otherwise \end{cases} \quad (1)$$

其中, $Citi_i^*$ 为农民工留城意愿的潜变量, $Citi_i$ 为农民工留城意愿。 PHS_i 为公共卫生服务水平, Z_i 为控制变量, α 、 β 和 γ 为待估参数, ε_i 为随机扰动项。

2.内生性问题讨论。直接使用 Probit 模型回归得到准确估计量的前提是公共卫生服务水平为外生变量。然而, 由于农民工享有的公共卫生服务水平除取决于当地政府的公共服务供给外, 还取决于农民工的实际需求, 而本文无法排除部分农民工因为有强烈的留城意愿而更加积极地获取公共卫生服务的情况, 这样一来就出现了互为因果的问题。此外, 在回归过程中, 也有可能出现遗漏重要变量的情况, 而遗漏变量会导致回归结果出现偏误。为此, 本文尝试用两种方法解决内生性问题。

第一, 利用工具变量。由于被解释变量为二元变量, 使用传统的两阶段最小二乘估计结果可能有偏。为此, 本文采用双变量 Probit 模型(简称“Biprobit 模型”)进行检验。有效的工具变量不仅能应对遗漏变量问题, 还能有效缓解互为因果、测量误差造成的内生性问题。

Biprobit 模型需要进行两个阶段的回归, (1) 式为第二阶段回归方程, 在估计 (1) 式之前需要先进行第一阶段回归, Biprobit 模型的第一阶段回归方程如下:

$$PHS_i^* = \kappa + \lambda IV_i + \eta Z_i + \mu_i \quad (2)$$

其中, PHS_i^* 为公共卫生服务水平的潜变量, IV_i 为工具变量, Z_i 为控制变量, κ 、 λ 、 η 为待估参数, μ_i 为随机扰动项。

Biprobit 模型将核心解释变量视为内生变量, 第一阶段回归需要加入工具变量。有效的工具变量需要满足相关性条件, 即与核心解释变量相关, 还要满足外生性条件, 即与被解释变量不直接相关。本文采用农民工所在城市每万人卫生、社会保险和社会福利业从业人员数^①(简称“每万人卫生从业人员数”)作为工具变量。每万人卫生从业人员数能在一定程度上代表农民工所在城市公共卫生服务的供给能力, 与农民工是否享有公共卫生服务高度相关; 同时, 所在城市的每万人卫生从业人员数并不会直接影响农民工的留城意愿, 即便影响也是通过享有公共卫生服务产生的间接影响。可见, 从逻辑上讲, 每万人卫生从业人员数满足相关性、外生性条件, 是有效的工具变量。具体到本文中, 工具变量相关性条件可以通过 Biprobit 模型的第一阶段回归结果加以考察。对于工具变量是否满足外生性条件, 本文参考 Ashraf and Galor (2013), 将核心解释变量替换为工具变量对被解释变量做回归, 结果显示工具变量对被解释变量的影响不显著。进一步地, 本文将核心解释变量与工具变量对被解释变量做回归, 结果显示工具变量对被解释变量的影响也不显著。由此可见, 本文的工具变量满足外生性条件。

^①数据来源于《中国城市统计年鉴-2017》。

第二，转换分析思路。假如在分析中加入尽可能多且合理的控制变量后，核心解释变量的系数仍保持稳定，这就意味着，即便存在遗漏变量也难以“颠覆”本文的核心结论（Lacetera et al., 2012）。

本文依据奥斯特（Oster, 2019）提出的方法检验潜在的遗漏变量及其对回归结果的影响。奥斯特证明，当回归模型存在不可观测的遗漏变量时，可采用估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 获得核心解释变量真实系数的一致估计。其中， R_{max} 为所有遗漏变量均能够被观测时回归方程的最大拟合优度，一般设定为当前回归方程拟合优度的 1.3 倍； δ 为可观测变量与不可观测变量的选择平衡度，可以理解为可观测变量与不可观测变量对被解释变量解释力的比值（马双、赵文博，2019）。

具体来看，本文采用两种方法检验本文的回归结果是否会因遗漏变量而发生显著变化：第一种方法，计算 β^* 。若 β^* 落在估计参数的 95% 置信区间内，则说明公共卫生服务水平对农民工留城意愿影响的参数估计值比较稳定，受到遗漏变量的干扰较小。第二种方法，计算使 $\beta^* = 0$ 的 δ 取值。若 δ 取值大于 1，则意味着要使公共卫生服务水平对农民工留城意愿影响的参数估计值发生显著变化，不可观测变量对农民工留城意愿的解释力必须超过本文现有控制变量对农民工留城意愿的解释力。本文已尽可能控制影响农民工留城意愿的各类因素，这一情况出现的概率微乎其微。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 2 报告了基于 Probit 模型估计的公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响，（1）列仅控制核心解释变量，（2）列加入了控制变量，（3）列加入省级虚拟变量，（4）列将省级虚拟变量替换为地级虚拟变量，（5）列在控制地级虚拟变量的基础上，使用聚类稳健标准误。从表 2 结果可知，无论是只控制核心解释变量，还是加入控制变量、省级虚拟变量，抑或是加入地级虚拟变量、使用地级聚类稳健标准误，公共健康教育与健康档案管理对农民工留城意愿影响的边际效应都在 1% 的水平上显著，表明估计结果稳健。

由（5）列结果可知，农民工接受的公共健康教育每增加 1 项，其留城意愿将提升 0.51%，若农民工接受全部健康教育，其留城意愿将提升 4.59%。与之类似，相比于未建立健康档案的农民工，建立健康档案将使农民工留城意愿提升 2.87%。上述结果表明，公共卫生服务水平提高能有效提升农民工的留城意愿，假说 1 初步得证。

控制变量的回归结果与已有研究基本一致（王桂新、胡健，2015；秦立建、陈波，2014；王晓峰、温馨，2017），本文对（5）列的估计结果进行简要分析。

虽然本文聚焦的是公共卫生服务，但住房类型、收入水平、受教育程度、是否具有城镇医疗保险等控制变量对农民工留城意愿的影响比公共卫生服务水平更大。例如，相比于租房农民工，居住在保障房和拥有自有住房的农民工留城意愿分别要高 20.04% 和 26.89%，足见住房在推动农民工市民化进程中所起到的关键作用；收入水平对农民工留城意愿具有显著的正向影响，边际效应为 0.0698，可见良好的收入水平是支撑农民工留城的物质基础；受教育程度对农民工留城意愿具有显著的正向影响，相

比于未接受过高中及以上教育的农民工，接受过高中及以上教育的农民工留城意愿高出6.38%，可见教育是人力资本的决定性因素，而人力资本则体现出农民工的市民化能力；是否具有城镇医疗保险对农民工留城意愿的边际效应为0.0709，凸显出医疗保险等社会保障因素在农民工市民化进程中的重要推动作用。

在推动农民工市民化的进程中，住房类型、收入水平、受教育程度、是否具有城镇医疗保险等因素可能比向农民工提供公共卫生服务更加重要，但考虑到上述因素已得到较多关注，且本文并未规范地处理这些控制变量中潜在的内生性问题，本文在此不做详细阐述。

表2 公共卫生服务对农民工留城意愿的影响

变量	被解释变量：留城意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
公共健康教育	0.0062*** (0.0005)	0.0038*** (0.0004)	0.0049*** (0.0005)	0.0051*** (0.0005)	0.0051*** (0.0008)
健康档案管理	0.0640*** (0.0033)	0.0279*** (0.0033)	0.0278*** (0.0034)	0.0287*** (0.0035)	0.0287*** (0.0053)
年龄		0.0100*** (0.0013)	0.0090*** (0.0013)	0.0087*** (0.0013)	0.0087*** (0.0016)
年龄平方		-0.0152*** (0.0017)	-0.0136*** (0.0017)	-0.0133*** (0.0017)	-0.0133*** (0.0020)
性别		0.0118*** (0.0029)	0.0102*** (0.0029)	0.0111*** (0.0029)	0.0111*** (0.0032)
受教育程度		0.0665*** (0.0033)	0.0636*** (0.0033)	0.0638*** (0.0033)	0.0638*** (0.0041)
在婚		0.1032*** (0.0055)	0.0875*** (0.0056)	0.0855*** (0.0056)	0.0855*** (0.0079)
离异或丧偶		0.1445*** (0.0084)	0.1335*** (0.0085)	0.1338*** (0.0084)	0.1338*** (0.0114)
家庭规模		0.0267*** (0.0016)	0.0320*** (0.0016)	0.0316*** (0.0016)	0.0316*** (0.0024)
收入水平		0.0679*** (0.0029)	0.0703*** (0.0030)	0.0698*** (0.0030)	0.0698*** (0.0050)
雇主		0.0630*** (0.0067)	0.0682*** (0.0067)	0.0667*** (0.0067)	0.0667*** (0.0096)
自营劳动者		0.0139*** (0.0032)	0.0204*** (0.0033)	0.0195*** (0.0033)	0.0195*** (0.0059)
保障房		0.2098*** (0.0114)	0.1894*** (0.0116)	0.2004*** (0.0117)	0.2004*** (0.0242)
自有住房		0.2952***	0.2749***	0.2689***	0.2689***

公共卫生服务如何影响农民工留城意愿

		(0.0039)	(0.0041)	(0.0042)	(0.0107)
是否具有城镇医疗保险		0.0904***	0.0810***	0.0709***	0.0709***
		(0.0037)	(0.0038)	(0.0038)	(0.0064)
老家是否有宅基地		-0.0510***	-0.0412***	-0.0405***	-0.0405***
		(0.0032)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0044)
本地居留时间		0.0106***	0.0099***	0.0097***	0.0097***
		(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)
流动范围		-0.0871***	-0.1032***	-0.0923***	-0.0923***
		(0.0029)	(0.0034)	(0.0035)	(0.0083)
地区效应	NO	NO	省级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	824.50***	15240.87***	16673.24***	18154.82***	
Pseudo R ²	0.0052	0.1340	0.1471	0.1633	0.1633
观测值	98024	98024	98024	98024	98024

注：①表中报告的为边际效应，而非系数；②（1）列至（4）列的括号内为稳健标准误，（5）列的括号内为地级层面的聚类稳健标准误；③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，后文同。

（二）内生性讨论

1.工具变量法。表3展示了基于Biprobit模型的回归结果。从（1）列和（3）列Biprobit模型第一阶段的估计结果来看，每万人卫生从业人员数对公共健康教育、健康档案管理两个变量均具有显著的正向影响，这意味着工具变量满足相关性条件。公共健康教育、健康档案管理对应的Biprobit模型中的内生性检验参数分别在10%和5%的水平上显著，表明公共健康教育和健康档案管理的确是内生变量，Biprobit模型的估计结果相对于Probit模型更加可信。

从（2）列和（4）列Biprobit模型第二阶段的估计结果来看，接受公共健康教育、建立健康档案均会显著提升农民工的留城意愿，这一结果与前文估计结果一致，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的正向影响是稳健的，假说1得到进一步证实。

表3 内生性讨论：基于Biprobit模型的估计结果

变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
每万人卫生从业人员数	0.0002*** (0.0000)		0.0002*** (0.0000)	
公共健康教育		0.0167*** (0.0037)		
健康档案管理				0.1871*** (0.0320)
内生性检验参数	0.0251* (0.0139)		-0.0421** (0.0204)	
控制变量	YES		YES	
地区效应	地级虚拟变量		地级虚拟变量	

Wald卡方值	20571.06***	20015.18***
观测值	98024	98024

注：括号内为稳健标准误，后文同。

2. 遗漏变量检验。由于奥斯特的方法主要适用于被解释变量为连续变量的情形（Oster, 2019），因此本部分将留城意愿视为连续变量，采用 OLS 回归。如表 4 所示，公共健康教育变量的实际计算结果落入 β^* 的 95% 置信区间，且 δ 值大于 1，说明公共健康教育变量对农民工留城意愿影响的系数比较稳定，遗漏变量难以对其形成干扰。同理，健康档案管理变量的实际计算结果也落入 β^* 的 95% 置信区间，且 δ 值大于 1，说明健康档案管理变量对农民工留城意愿的影响也比较稳定。综上可知，在考虑了遗漏变量问题后，依然能够得出公共卫生服务水平会显著提升农民工留城意愿的结论。

除此之外，根据 Altonji et al.（2005）的研究，本文也可粗略评估遗漏变量对回归结果的影响。根据表 2 估计结果可知，相比于仅控制核心解释变量的估计结果，将全部控制变量纳入模型后，仅健康档案管理变量的回归系数出现了明显下降，公共健康教育变量的回归系数仅有小幅下降。这意味着，若要“颠覆”核心解释变量对被解释变量的影响，需要有比全部控制变量多得多的遗漏变量存在，这种情况的可能性微乎其微。

表 4 遗漏变量检验结果

变量	检验方法	判断标准	实际计算结果	是否通过检验
公共健康教育	(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta) \in (0.0051, 0.0093)$	0.0061	YES
	(2)	$\delta > 1$	2.4448	YES
健康档案管理	(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{\max}, \delta) \in (0.0296, 0.0760)$	0.0414	YES
	(2)	$\delta > 1$	1.3772	YES

（三）稳健性检验

1. 纠正选择性偏误。如前文所述，农民工是否享有公共卫生服务不仅取决于城市公共服务供给，也取决于农民工自身的需求，这意味着在一定程度上，农民工是否享有公共卫生服务是其“自选择”的结果。鉴于此，本文采用倾向得分匹配法（PSM）、逆向概率加权回归调整法（IPWRA）纠正选择性偏误，以检验回归结果的稳健性。PSM 方法的基本逻辑在于，依据可观测的变量预测农民工享有公共卫生服务的概率，然后使用核匹配等方法进行倾向得分匹配，再利用匹配后的样本测算公共卫生服务水平对农民工留城意愿的平均处理效应（ATT）。IPWRA 方法的逻辑与之相似，且具有双重稳健特征，不仅使可观测变量分布更加接近，还能通过回归调整进一步强化 ATT 的稳健性。

值得注意的是，PSM 与 IPWRA 主要适用于核心解释变量为二元变量的情形，虽然本文的核心解释变量健康档案管理为二元变量，但公共健康教育并非二元变量。鉴于此，本文尝试用两种方式将公共健康教育变量调整为二元变量。第一种方式，参考赵一凡、王小慧（2020）、祝仲坤等（2020）的做法，如果农民工至少接受过 1 项公共健康教育，则公共健康教育变量取值为 1，如果未接受过任何公共健康教育，则该变量取值为 0。同时，考虑到这样设置难以准确反映农民工接受公共健康教育的

实际差异，本文也尝试将接受过 5 项以上公共健康教育取值为 1，接受过 5 项以下取值为 0^①。第二种方式，CMDS2017 问卷涉及 9 项公共健康教育，不同公共健康教育内容的重要性有显著差异。2015 年，国家卫健委出台了《关于进一步规范社区卫生服务管理和提升服务质量的指导意见》，明确提出根据流动人口的特点，重点加强传染病防控等公共卫生服务。据此，本文将是否接受过结核病防治教育作为衡量公共健康教育变量的标准，接受过结核病防治教育的取值为 1，未接受过结核病防治教育的取值为 0。此外，农民工的工作环境常常与“粉尘”“有毒物质”“噪声”等有密切联系，每年都有大量农民工遭遇职业病（例如尘肺病、职业中毒等）侵害^②，因此本文也将是否接受过职业病防治教育作为衡量公共健康教育的标准，接受过职业病防治教育的取值为 1，未接受过职业病防治教育的取值为 0。

表 5 展示了基于 PSM^③与 IPWRA 两种方法得到的 ATT。总体上看，公共卫生服务水平提高会显著提升农民工的留城意愿，这一结果与前文回归结果一致，假说 1 再次得到验证。公共健康教育方面，从 IPWRA 方法得到的 ATT 来看，虽然用不同方式衡量公共健康教育得到的 ATT 有所差异，但 ATT 均显著，且符号为正，说明接受公共健康教育有助于提升农民工的留城意愿。健康档案管理方面，基于 PSM 方法得到的 ATT 为 0.0414，基于 IPWRA 方法得到的 ATT 为 0.0391，均在 1%的水平上显著，说明建立健康档案有助于提升农民工的留城意愿。

表 5 纠正选择性偏差：基于 PSM 和 IPWRA 方法的估计结果

变量	估计方法	ATT	标准差	z 统计量	
公共健康教育	至少接受过 1 项公共健康教育	PSM	0.0237***	0.0039	6.08
		IPWRA	0.0252***	0.0034	7.47
	至少接受过 5 项公共健康教育	PSM	0.0324***	0.0036	9.07
		IPWRA	0.0306***	0.0030	10.20
	接受过结核病防治教育	PSM	0.0266***	0.0037	7.21
		IPWRA	0.0257***	0.0031	8.33
	接受过职业病防治教育	PSM	0.0122***	0.0037	3.31
		IPWRA	0.0120***	0.0031	3.93
健康档案管理	PSM	0.0414***	0.0039	10.59	
	IPWRA	0.0391***	0.0032	12.03	

^①对于公共健康教育变量的转化，本文还进行过多种尝试。例如，将至少接受过 3 项公共健康教育取值为 1，接受过 3 项以下取值为 0。按照这一取值方法得到公共健康教育变量后，运用 PSM 与 IPWRA 方法估计 ATT，发现各种取值方法的估计结果基本一致。

^②参见《中国尘肺病农民工调查报告（2019）》，https://www.daqc.org.cn/public/uploads/files/20200225/42_2020022516243550bfc.pdf。

^③PSM 方法可以采用多种匹配方式测算 ATT，此处采用核匹配方式。本文也曾尝试采用半径匹配、局部线性匹配等方法，得到的 ATT 与表 5 中展示的结果基本一致。

2. 替换变量与替换数据。本文用转户意愿替换留城意愿进行稳健性检验。与留城意愿变量设定方式类似，本文将转户意愿设定为二元变量，具体取值方法见前文表 1。估计结果如表 6 的（1）列所示，估计结果表明，接受公共健康教育、建立健康档案均有助于提升农民工的转户意愿。

为进一步检验实证结果的稳健性，本文还使用 CMDS2014 数据对模型重新估计。值得注意的是，CMDS2014 数据对于留城意愿的衡量与 CMDS2017 数据略有不同，CMDS2014 问卷直接向被访者询问“您是否打算在本地长期居住（5 年以上）？”被访者可选择“打算”、“不打算”、“没想好”。样本范围内，回答“打算”的农民工 77319 人，占比为 55.68%，回答“不打算”的农民工 18816 人，占比为 13.55%， “没想好”的农民工 42728 人，占比为 30.77%。本文使用 CMDS2014 数据时，同样将留城意愿定义为二元变量，具体取值方法为：若农民工选择“打算”，则留城意愿变量取值为 1，若农民工选择“不打算”或“没想好”，则留城意愿变量取值为 0。基于 CMDS2014 数据，将留城意愿作为被解释变量重新回归的结果如表 6 的（2）列所示。估计结果显示，接受公共健康教育、建立健康档案均对农民工留城意愿有显著的正向影响。从边际效应的大小来看，基于 CMDS2014 数据的估计结果与基于 CMDS2017 数据的估计结果比较接近，这进一步证实了核心结论的稳健性。

表 6 稳健性检验：替换变量与替换模型

变量	CMDS2017	CMDS2014
	转户意愿	留城意愿
	(1)	(2)
公共健康教育	0.0044*** (0.0005)	0.0066*** (0.0002)
健康档案管理	0.0309*** (0.0036)	0.0387*** (0.0029)
控制变量	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	11365.71***	25105.25***
Pseudo R ²	0.0967	0.1819
观测值	98024	138863

注：表中报告的为边际效应，而非系数。

五、进一步讨论

（一）异质性分析

前文已得出公共卫生服务水平有助于提高农民工留城意愿的结论。但值得注意的是，这只是全样本层面的平均效应，并未考虑公共卫生服务水平对农民工留城意愿影响的异质性。为了得到更为细致的研究结论，本文将按照年龄及流动范围分组，进行异质性分析，具体估计结果如表 7 所示。

1. 按年龄分组。本文以被访者是否出生于 1980 年之前为标准，将农民工群体划分为新生代农民工和老一代农民工两类，分样本回归结果如表 7 的（1）列和（2）列所示。结果显示，相比于新生代农

民工，接受公共健康教育对老一代农民工留城意愿的影响更大。可能的解释是，老一代农民工大多已经成家立业，面临的生活压力更大，健康水平更低，而新生代农民工，尤其是90后的年轻群体，健康水平更高。换言之，新老农民工的代际差异在一定程度上体现的是健康水平的差异，提供公共健康教育更符合老一代农民工的需求，其留城意愿也因此得到更大幅度的提高。这也从侧面说明，健康水平可能在公共卫生服务水平影响农民工留城意愿的过程中发挥着重要作用。

2.按流动范围分组。本文将农民工群体按照流动范围划分为跨省流动与省内流动两类，分样本回归结果如表7的(3)列和(4)列所示。结果显示，相比于省内流动农民工，接受公共健康教育、建立健康档案对跨省流动农民工留城意愿的提升幅度更大。对农民工而言，跨省流动意味着要远离家乡和亲人，在适应与融入城市社会过程中会面临更多困难，也更需要来自城市的重视与帮扶。公共健康教育与健康档案管理等公共卫生服务内容恰好可以满足农民工的需求，从而增强其城市归属感。这也从侧面说明，城市归属感可能在公共卫生服务水平影响农民工留城意愿的过程中发挥着重要作用。

综上所述，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响存在异质性，公共卫生服务水平提高对老一代及跨省流动农民工留城意愿的提升作用更大。考虑到采用分组式回归方法考察异质性可能会存在偏差，本文参照连玉君等(2010)的方法进行组间差异检验。从表7按年龄分组的结果来看，公共健康教育的经验p值在1%的水平上显著，健康档案管理的经验p值不显著，表明只有公共健康教育对农民工留城意愿的影响在代际之间存在显著差异。同理，从表7按流动范围分组的结果可知，公共健康教育与健康档案管理的经验p值分别在1%和10%的水平上显著，说明公共健康教育和健康档案管理对农民工留城意愿的影响在不同流动范围群体间存在显著差异。

表7 异质性分析

变量	按年龄分组		按流动范围分组	
	新生代农民工	老一代农民工	跨省流动农民工	省内流动农民工
	(1)	(2)	(3)	(4)
公共健康教育	0.0037*** (0.0006)	0.0071*** (0.0007)	0.0059*** (0.0006)	0.0042*** (0.0007)
健康档案管理	0.0266*** (0.0046)	0.0298*** (0.0054)	0.0287*** (0.0050)	0.0259*** (0.0050)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量
Wald卡方值	10971.98***	7608.02***	8917.62***	8728.69***
Pseudo R ²	0.1788	0.1545	0.1674	0.1513
观测值	55550	42474	49097	48927
经验p值				
公共健康教育	0.0065***		0.0128***	
健康档案管理	0.478		0.0589*	

注：表中报告的为边际效应，而非系数。

(二) 影响机制分析

对影响机制的分析，已有文献主要使用 Baron and Kenny (1986) 提出的中介效应模型。然而，这一方法主要针对被解释变量为连续变量的情况，由于本文的被解释变量为二元变量，为避免估计偏误，本文采用 Karlson et al. (2010) 提出的 KHB 分解方法，该方法适用于被解释变量为离散变量的情形，目前已经得到比较普遍的应用（王伟同、陈琳，2019）。

为检验公共卫生服务能否通过提升农民工健康水平，提高其留城意愿，本文通过自评健康和客观健康两类指标衡量农民工的健康水平。具体来看，自评健康指标通过询问“您的健康状况如何？”来获取，并将其定义为取值为1、2、3的有序变量，分别对应“不健康”、“基本健康”和“健康”，数值越大表明自评健康水平越高。客观健康指标通过询问“最近一年您本人是否有患病（负伤）或身体不适的情况？”来获取，被访者回答“是”则该变量取值为1，回答“否”取值为0。检验公共卫生服务能否通过增强农民工城市归属感提高其留城意愿，需要明确城市归属感的代理变量。本文中的城市归属感变量通过被访者对“我很愿意融入本地人当中，成为其中一员”这一观点的认可度来衡量，被访者回答“完全不同意”、“不同意”、“基本同意”、“完全同意”分别对应取值1、2、3、4，数值越大表明城市归属感越强。表8展示了基于KHB方法的估计结果。

由表8的(1)列可知，自评健康的间接效应在1%的水平上显著，系数符号为正，这表明公共健康教育会通过提升农民工的自评健康水平间接提高其留城意愿；表8的(4)列显示，自评健康的间接效应同样在1%的水平上显著，系数符号为正，这意味着健康档案管理也会通过提升农民工的自评健康水平间接提高其留城意愿。同理，由表8的(3)列和(6)列可知，城市归属感的间接效应也在1%的水平上显著，系数符号为正，这意味着接受公共健康教育、建立健康档案均会通过增强城市归属感间接提高农民工的留城意愿。

进一步分析(1)列和(4)列的结果不难得出，自评健康发挥的间接效应占公共健康教育、健康档案管理影响农民工留城意愿总效应的比例分别为1.09%和1.18%；同理，根据(3)列和(6)列的结果可知，城市归属感发挥的间接效应占公共健康教育、健康档案管理影响农民工留城意愿总效应的比例分别为53.37%和41.27%。由此可见，城市归属感发挥的间接效应远大于自评健康发挥的间接效应。

综上所述，公共卫生服务不仅会直接提升农民工的留城意愿，还会通过提高农民工的自评健康水平和增强农民工的城市归属感，间接提高其留城意愿。其中，城市归属感发挥的间接效应更大。本文假说2得证。

表8 影响机制分析：基于KHB方法的估计结果

变量	核心解释变量：公共健康教育			核心解释变量：健康档案管理		
	自评健康	客观健康	城市归属感	自评健康	客观健康	城市归属感
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总效应	0.0184*** (0.0013)	0.0185*** (0.0013)	0.0193*** (0.0013)	0.1191*** (0.0100)	0.1191*** (0.0100)	0.1248*** (0.0101)

直接效应	0.0182*** (0.0014)	0.0186*** (0.0013)	0.0090*** (0.0013)	0.1177*** (0.0100)	0.1199*** (0.0100)	0.0733*** (0.0102)
间接效应	0.0002*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0103*** (0.0003)	0.0014*** (0.0004)	-0.0008 (0.0004)	0.0515*** (0.0023)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区效应	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量	地级虚拟变量
观测值	98024	98024	98024	98024	98024	98024

六、结论与启示

提供公共服务是政府职能的核心与实质，基本公共服务是其中的“底线”与最终责任。本文基于CMDS数据，系统考察了作为基本公共服务基础内容的公共卫生服务对农民工留城意愿的影响。研究表明：第一，公共卫生服务水平提高能够提升农民工的留城意愿，在通过双变量Probit模型缓解潜在的内生性问题，并通过奥斯特（Oster）的方法进行遗漏变量检验后，结论依然成立。第二，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响存在异质性，相比之下，公共卫生服务水平提高对老一代和跨省流动农民工留城意愿的提升作用更明显。第三，基于KHB方法的机制分析结果表明，公共卫生服务水平对农民工留城意愿的影响不仅存在直接效应，还会通过提升健康水平、增强城市归属感间接提高农民工的留城意愿，其中城市归属感发挥的间接效应更大。

本文的研究结论具有重要的政策启示。在推进农民工市民化进程中，可以考虑以公共健康教育、健康档案管理等内容为抓手，继续完善公共卫生服务体系，逐步使农民工均等地享受城市公共卫生服务。具体来讲：第一，要努力提升公共健康教育的质量与效率。改变传统的、统一的、同质化的教育内容与方式，因地制宜开展公共健康教育。在教育对象上，提高针对性，重视对老一代农民工、跨省流动农民工的公共健康教育活动；在教育内容上，要重视传染病防治、公共卫生事件自救，以及其他农民工需求强烈的教育内容；在教育方式上，要充分利用微信、微博等互联网平台，努力实现教育内容的精准输送，提升教育效率。第二，要提升公共卫生相关机构的服务属性，加强健康档案管理及公共健康教育方面的宣传和引导工作，着力畅通公共卫生服务的“最后一公里”。社区是居民城市生活的基础单元，要以社区为最重要的空间场域，提升社区服务中心的服务效能，推进社区公共卫生服务。还应做好宣传工作，努力提高公共卫生服务的知晓率与利用率，同时积极引导农民工参与社区活动，建立起社区主人的身份属性，努力提升其城市归属感与认同感。

参考文献

1. 邓睿, 2019: 《健康权益可及性与农民工城市劳动供给——来自流动人口动态监测的证据》, 《中国农村经济》第4期。
2. 杜创, 2020: 《2009年新医改至今中国公共卫生体系建设历程、短板及应对》, 《人民论坛》第Z1期。
3. 国务院发展研究中心课题组、侯云春、韩俊、蒋省三、何宇鹏、金三林, 2011: 《农民工市民化进程的总体态势

与战略取向》，《改革》第5期。

4. 何焯华、杨菊华, 2013: 《安居还是寄居? 不同户籍身份流动人口居住状况研究》, 《人口研究》第6期。
5. 连玉君、彭方平、苏治, 2010: 《融资约束与流动性管理行为》, 《金融研究》第10期。
6. 刘民权, 2020: 《公共卫生百年回望与未来之思考》, 《人文杂志》第7期。
7. 刘金凤、魏后凯, 2019: 《城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响》, 《经济管理》第11期。
8. 马双、赵文博, 2019: 《方言多样性与流动人口收入——基于 CHFS 的实证研究》, 《经济学(季刊)》第1期。
9. 马晓河、胡拥军, 2018: 《一亿农业转移人口市民化的难题研究》, 《农业经济问题》第4期。
10. 宁光杰、李瑞, 2016: 《城乡一体化进程中农民工流动范围与市民化差异》, 《中国人口科学》第4期。
11. 钱雪亚、胡琼、苏东冉, 2017: 《公共服务享有、居住证积分与农民工市民化观察》, 《中国经济问题》第5期。
12. 秦立建、陈波, 2014: 《医疗保险对农民工城市融入的影响分析》, 《管理世界》第10期。
13. 王桂新、胡健, 2015: 《城市农民工社会保障与市民化意愿》, 《人口学刊》第6期。
14. 王鸿儒、成前、倪志良, 2019: 《卫生和计划生育基本公共服务均等化政策能否提高流动人口医疗服务利用》, 《财政研究》第4期。
15. 王伟同、陈琳, 2019: 《隔代抚养与中老年人生活质量》, 《经济学动态》第10期。
16. 王晓峰、温馨, 2017: 《劳动权益对农民工市民化意愿的影响——基于全国流动人口动态监测8城市融合数据的分析》, 《人口学刊》第1期。
17. 魏后凯、苏红键, 2013: 《中国农业转移人口市民化进程研究》, 《中国人口科学》第5期。
18. 熊易寒, 2012: 《新生代农民工与公民权政治的兴起》, 《开放时代》第11期。
19. 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。
20. 杨菊华, 2015: 《中国流动人口的社会融入研究》, 《中国社会科学》第2期。
21. 姚先国、宋文娟、钱雪亚、李江, 2015: 《居住证制度与城乡劳动力市场整合》, 《经济学动态》第12期。
22. 赵一凡、王晓慧, 2020: 《公共健康教育对流动人口健康状况的影响研究——基于2018年全国流动人口动态监测调查数据的实证分析》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第5期。
23. 祝仲坤、郑裕璇、冷晨昕、陶建平, 2020: 《城市公共卫生服务与农民工的可行能力——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《经济评论》第3期。
24. 邹一南, 2021: 《农民工落户悖论与市民化政策转型》, 《中国农村经济》第6期。
25. Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.
26. Ashraf, Q., and O. Galor, 2013, "The 'Out of Africa' Hypothesis, Human Genetic Diversity, and Comparative Economic Development", *The American Economic Review*, 103(1): 1-46.
27. Karlson, K. B., A. Holm, and R. Breen, 2010, "Comparing Regression Coefficients Between Models using Logit and Probit: A New Method", *Social Science Electronic Publishing*, 42(1): 286-313.

28. Lacetera, N., D. G. Pope, and J. R. Sydnor, 2012, "Heuristic Thinking and Limited Attention in the Car Market", *The American Economic Review*, 102(5): 2206-2036.
29. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
30. Oster, E., 2019, "Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.

(作者单位: 北京大学国家发展研究院)

(责任编辑: 胡 祎)

Public Health Services and Migrant Workers' Willingness to Settle in Cities: Evidence from China Migrants Dynamic Survey

ZHU Zhongkun

Abstract: Improving the public health service system is an important measure to deepen the reform of medical system and promote the healthy China strategy. This article investigates the impact of public health services on migrant workers' willingness to settle in cities, based on the data collected from China Migrants Dynamic Survey in 2014 and 2017. The results show that public health services and health records management can significantly enhance migrant workers' willingness to settle in cities. The conclusion is still valid after using instrumental variables to address endogenous bias and testing the missing variables. Further analysis shows that public health services play a more significant role in improving the willingness of the older generation and inter-provincial migrant workers to settle in cities. Mechanism analysis shows that public health services can indirectly improve the willingness of migrant workers to settle in cities by improving their health level and enhancing their sense of urban belonging, and the indirect effect of urban belonging is greater. This study may help to clarify the policy effect of public health services in promoting the level of citizenization of migrant workers.

Keywords: Public Health Service; Willingness to Settle in City; Migrant Worker; Health Level; Sense of Urban Belonging