

城市公共卫生服务的户籍歧视： 城乡之分抑或内外之别*

祝仲坤¹ 冷晨昕²

摘要：户籍歧视不利于社会公平正义，会阻碍流动人口市民化进程。本文结合中国流动人口动态监测调查 2015 年和 2017 年专项调查数据，从户籍性质与户籍属地双重维度，系统考察城市公共卫生服务的户籍歧视问题。研究表明：首先，健康档案、健康教育等公共卫生服务存在户籍歧视，且主要体现为本地与非本地的属地歧视，而非城乡歧视。其次，健康教育层面的属地歧视在教育内容与教育形式上均有所体现。最后，以广州市样本为例，从 2015 年到 2017 年，流动人口与本地居民之间的公共卫生服务差距继续拉大，属地歧视并未趋于止步。上述结果表明，虽然公共卫生服务“费随人走”的财政支持机制已经建立，但长期流动人口与常住地户籍人口之间的公共卫生服务均等化仍任重道远。

关键词：公共卫生服务 户籍歧视 属地歧视 健康档案 健康教育

中图分类号：F812.45; C913.7 **文献标识码：**A

一、引言

2021 年 5 月，第七次全国人口普查结果公布，中国的流动人口规模达到 3.76 亿人，占全国总人口的比例超过四分之一。其中，跨省流动的人口为 1.25 亿人，约占全国总人口的 8.8%^①。数以亿计的流动人口从农村进入城市，为中国经济增长奇迹做出了重要贡献。但时至今日，城乡之间与区域之间的户籍壁垒仍广泛存在，因户籍性质（农业与非农业）或户籍属地（本地与非本地）不同，流动人口在就业机会、工资待遇以及公共服务等多个方面遭受着歧视性待遇（章元和王昊，2011；曾永明和张利国，2018），阻碍着流动人口市民化进程，甚至加剧了城市内部结构分割，很可能诱发并固化为城市内的新二元结构，阻碍中国新型城镇化战略发展大局（曹清峰，2019）。已有大量研究将焦点集中于

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“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）和北京理工大学青年教师学术启动计划“面向共同富裕的新时代农业转移人口城市融入问题研究”（编号：XSQD-6120220190）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，作者文责自负。本文通讯作者：冷晨昕。

^①资料来源：《第七次全国人口普查公报》，https://www.gov.cn/guoqing/2021-05/13/content_5606149.htm。

就业市场上的户籍歧视。研究表明，流动人口面临着就业机会不均与同工不同酬的双重歧视（Meng and Zhang, 2001；吴贾等，2015；孙婧芳，2017）。伴随着市民化进程的日益深入，流动人口在经济层面的融入度有所提升，但在享有城市公共服务方面仍面临着明显的户籍歧视。

在各类公共服务中，公共卫生服务^①事关人民群众的生命安全与身体健康，一直备受国家重视。2009年，《中共中央 国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》出台，明确了促进基本公共卫生服务逐步均等化的目标和举措^②，标志着“新医改”政策正式启动。2013年，原国家卫生和计划生育委员会（后文简称“原国家卫计委”）启动流动人口公共卫生服务均等化试点^③，标志着流动人口公共卫生服务均等化政策取得实质性突破，均等化进程开始驶入“快车道”。2016年，中共中央和国务院联合印发《“健康中国2030”规划纲要》，明确提出要做好流动人口基本公共卫生计生服务均等化工作^④。2022年，国务院印发《“十四五”国民健康规划》，强调要持续完善国家基本公共卫生服务，推进基本公共卫生服务均等化^⑤。2022年，党的二十大报告进一步强调要推进健康中国建设，健全公共卫生体系，为公共卫生服务实现高质量发展指明了方向^⑥。

从财政筹资层面来看，“新医改”政策实施以后，国家不断提高公共卫生服务筹资标准与服务范围：筹资标准从2009年的人均15元增长至2013年的人均30元，服务范围则从9类扩充至11类^⑦。在此阶段，公共卫生服务“费随人走”的财政支持机制已初步确立。2017年，原国家卫计委发布的《国家基本公共卫生服务规范（第三版）》明确了12大类46项服务内容^⑧。与此同时，国家对中央与省级的筹资责任进行划分，并明确了中央对各地区的财政补助责任，“费随人走”的财政体制基本建立并逐步完善（张楠等，2021）。

总之，流动人口公共卫生服务均等化的制度障碍已初步扫清。然而，在具体实践中，流动人口不仅健康档案建档率低，健康政策、健康知识的知晓率低（邓睿，2019），而且依然面临公共卫生服务供给不足、可及性差、利用率偏低等问题（王鸿儒等，2019；张楠等，2021）。在此背景下，本文利

^①如无特殊说明，本文中的“公共卫生服务”指的是基本公共卫生服务，“公共服务”指的是基本公共服务。

^②参见《中共中央 国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》，http://www.gov.cn/jrzq/2009-04/06/content_1278721.htm。

^③参见《国家卫生计生委办公厅关于印发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的通知（已失效）》，<http://www.nhc.gov.cn/ldrks/s3577/201312/39f344bd0a4f419ca66ef8b933eaa561.shtml>。

^④参见《中共中央 国务院印发〈“健康中国2030”规划纲要〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2016-10/25/content_5124174.htm。

^⑤参见《“十四五”国民健康规划》，https://www.ndrc.gov.cn/fggz/fzzlgh/gjjzxgh/202206/t20220601_1326725.html。

^⑥参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

^⑦参见《中共中央 国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》，http://www.gov.cn/jrzq/2009-04/06/content_1278721.htm 和《关于做好2013年国家基本公共卫生服务项目工作的通知》，<http://www.nhc.gov.cn/jws/zcwj/201306/b035fccc67f9444188e5123baef7d7bf.shtml>。

^⑧参见《国家基本公共卫生服务规范（第三版）》，<http://www.nhc.gov.cn/ewebeditor/uploadfile/2017/04/20170417104506514.pdf>。

用中国流动人口动态监测调查 2015 年和 2017 年专项调查数据，从户籍性质与户籍属地双重维度，系统考察流动人口在城市公共卫生服务中面临的户籍歧视问题。相较于已有研究，本文潜在的边际贡献主要是以下两个方面：第一，公共卫生服务是公共服务的重要内容，本文以公共卫生服务管窥公共服务，有助于重新审视公共服务均等化这一推进流动人口市民化的政策路径，为探索如何让流动人口深度融入城市提供依据。第二，本文力求实现户籍性质与户籍属地双重维度的比较，从而更加全面精准地评估流动人口在公共卫生服务方面面临的户籍歧视。

二、文献综述

（一）公共卫生服务的相关研究

全民健康是建设健康中国的根本目的，共享共建是建设健康中国的基本路径，而公共卫生服务均等化是公民享有平等健康权利的基石。中国由政府主导的公共卫生服务起步较晚，但在 2003 年的传染性非典型肺炎（SARS）疫情期间得到高度重视。基本公共卫生服务项目则发端于 2009 年的“新医改”文件。在此之后，多元视角的学术研究不断涌现。相关研究主要关注了流动人口公共卫生服务的基本现状（岳经纶和李晓燕，2014）、公共卫生服务对流动人口的影响（邓睿，2019；王鸿儒等，2019）、公共卫生服务可及性的影响因素与公共卫生服务均等化。

财政筹资是推进公共卫生服务均等化的制度基石，筹资机制不健全导致的流动人口卫生管理跨地区协调机制不健全、公共卫生管理和服务机构资源不足是影响公共卫生服务均等化的重要原因（段丁强等，2016）。不仅如此，流入地经济发展水平、人口集聚程度以及政府转移支付等宏观因素也会影响流动人口公共卫生服务可及性（邹文杰和蔡鹏鸿，2015）。此外，流动人口获得公共卫生服务还存在文化壁垒，方言会阻碍流动人口获得公共卫生服务（张楠等，2021）。对于流动人口而言，户籍制度仍是阻碍其获得公共卫生服务的根本因素（王鸿儒等，2019），但这类研究大多并非专门针对公共卫生服务开展的研究，且多是规范性探讨，缺少基于微观数据的实证性分析。

公共卫生服务均等化具有多重内涵、多个维度。在现有研究中，地区之间、城乡之间的公共卫生服务均等化是学术界关注焦点。在地区之间的公共卫生服务均等化方面，现有研究大多基于省级或城市级的宏观数据，探讨公共卫生服务供给上的差距（辛冲冲等，2020）。例如：邹文杰和蔡鹏鸿（2015）基于 1995—2012 年省级面板数据探讨了不同省份间医疗卫生服务均等化水平的差异；辛冲冲等（2020）利用 2007—2017 年省级面板数据，刻画各省份医疗卫生服务供给水平的地区差异以及空间收敛性。在城乡之间的公共卫生服务均等化方面，王延中和冯立果（2007）指出，在“甩包袱”式的市场化条件下，城市地区会得到更多医疗卫生资源，而人口密度低、经济活力不足的农村地区则“缺医少药”，医疗卫生服务的可及性偏低。若将视角聚焦于城市内部，已有研究并未直接探究本地居民与流动人口之间公共服务均等化问题，但相关研究表明，受困于城市偏向性公共服务政策，流动人口因户籍限制难以获得城市公共卫生服务（侯慧丽和李春华，2019）。另有研究表明，户籍约束下的公共卫生服务不能完全覆盖流动人口，致使流动人口对公共卫生服务的满意度明显低于本地居民（程名望等，2022）。

综上所述，流动人口公共卫生服务的相关研究虽然广泛，但在公共卫生服务均等化层面仍需进一

步拓展和深化。一方面，在关注流动人口公共卫生服务可及性影响因素的相关研究中，户籍制度虽被提及，但并非主要的研究对象。另一方面，公共卫生服务均等化的相关研究主要是在供给视角下基于宏观数据探讨地区之间、城乡之间的公共卫生服务差距，而对流动人口与常住地本地居民间的公共卫生服务差距这一议题研究不足。

（二）户籍歧视领域的相关研究

经济学关于歧视的研究主要属于歧视经济学的范畴。其初期讨论主要集中于就业市场。在中国，城乡二元户籍制度长期存在，虽历经改革，但仍然在资源配置和利益分配等诸多方面产生影响。这使得户籍歧视成了中国情境下的歧视研究的焦点。其研究内容主要包括就业市场歧视与社会保障歧视。

第一，就业市场的户籍歧视。就业市场的户籍歧视一直是学术界关注的焦点，就业市场歧视包括就业机会与工资的双重歧视。已有研究表明，农村流动人口与城镇流动人口的工资差距在很大程度上可以归咎于他们的农业户籍身份（Meng and Zhang, 2001；章元和王昊，2011；孙婧芳，2017）。具体而言，一方面，农村流动人口在进入城镇就业市场时就面临着就业机会的歧视。例如，部分本可以从事白领职业的农村流动人口因户籍歧视只能从事蓝领职业（Meng and Zhang, 2001），若受到平等对待，农村流动人口在公有制单位就业比例会提升超过 20%（田丰，2010）。另一方面，农村流动人口可能遭遇与城镇劳动者“同工不同酬”（吴贾等，2015；孙婧芳，2017）。此外，来自农村的流动人口还面临着医疗保险、养老保险等福利待遇的户籍歧视（吴珊珊和孟凡强，2019）。

上述研究主要探讨的是户籍性质歧视。此外，就业市场中还存在属地歧视。部分研究指出，农村流动人口的工资收入受到“户地双歧视”，既存在城乡歧视也存在属地歧视（曾永明和张利国，2018）。也有研究指出，农村流动人口在就业市场中受到的户籍歧视主要表现为属地歧视，而非城乡歧视（陈传波和阎竣，2015）。近年的研究还关注了户籍属地的“反向歧视”，即外地户籍给劳动者带来收入溢价，其中的原因包括收入补偿^①（陈昊等，2017）、劳动力不完全替代（周梦天和唐为，2022）等。

第二，社会保障的户籍歧视。随着时间的推移，流动人口群体逐步完成新老交替。以养家糊口为目的的老一代流动人口已渐次退出城市就业市场，权利意识不断觉醒、市民化意愿更强的新一代流动人口已成为新市民的主体力量。因此，社会保障层面的户籍歧视问题也越来越受重视。

社会保障层面的户籍歧视，指的是流动人口因户籍不同而在享有社会保障与公共服务等方面与本地居民存在较大差距，尤其体现在享有高竞争性、高排他性的公共服务方面。进入 21 世纪后，“离土又离乡”的进城流动人口迅速增长，城乡分割体制在城市内部得到移植，城乡二元结构派生出城市的“新二元结构”，本地人口与外来人口的结构矛盾凸显（陈映芳，2005）。有研究指出，城市外来人口的社会保障缺失问题中，城乡分割已不再是唯一的主要基点，区域分割体制应得到更多重视（张展新等，2007）。在户籍性质与户籍属地的双重挤压之下，农村流动人口的社会保障处于明显的弱势地位（杨菊华，2011a），不仅如此，农村流动人口在经济融入层面也面临着双重歧视（杨菊华，2011b）。

综上所述，在城乡二元结构的现实情境影响下，户籍歧视领域的研究非常丰富，并在就业市场的

^①收入补偿也可以理解为福利替代性工资上涨，即弥补外地户籍劳动者在“五险一金”上相对低的待遇。

户籍歧视层面形成了较为一致的结论。在社会保障领域，已有研究证实了农村流动人口社会保障缺失的根源在于城乡与属地的双重歧视，并试图将歧视拓展到劳动强度与经济融入等层面，但对于公共卫生服务层面的城乡与属地的双重歧视问题尚未开展系统性的研究。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源与说明

本文致力于从户籍性质与户籍属地两个层面探究城市公共卫生服务中的户籍歧视。因此，进行实证分析就要求数据中既包含公共卫生服务相关信息，也涉及不同户籍性质与户籍属地人口。原国家卫计委基于中国流动人口动态监测调查（CMDS），分别在 2015 年和 2017 年针对全国八个典型地级行政区进行本地居民与流动人口对比式的专项调查^①（下文分别简称“CMDS2015”“CMDS2017”）。专项调查内容涉及本地居民与流动人口的个体特征、就业状况、社会保障、社会融入以及基本公共卫生与医疗服务等多项内容，能够匹配本文的分析需求。

CMDS2015 覆盖的地级及以上行政区包括上海市、北京市、合肥市、大连市、广州市、无锡市、杭州市和贵阳市，CMDS2017 覆盖的地级及以上行政区为长沙市、广州市、青岛市、苏州市、乌鲁木齐市、西双版纳傣族自治州（下文简称“西双版纳”）、郑州市和重庆市（九龙坡区）。在地级行政区内，CMDS 以本市（州、区）户籍人口中 15 周岁以上的居民为调查对象，按照分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样方法抽取样本。CMDS2015 共抽取样本 44000 个，其中流动人口样本 28000 个，本地居民样本 16000 个；CMDS2017 共抽取样本 28000 个，其中流动人口样本 14000 个，本地居民样本 14000 个。本文将 CMDS2015 和 CMDS2017 数据合并，初步获得样本 72000 个。

考虑到地级行政区之间的差异，本文选取《中国城市统计年鉴 2016》中的产业结构、人均地区生产总值、每万人床位数等城市特征变量与 CMDS 数据匹配，形成新的数据集。由于公共卫生服务在流动人口群体中只覆盖长期流动人口^②，本文删除样本中在现居住地居住不足半年的流动人口，并剔除有错误值或缺失重要信息的个体，最终获得有效样本 70435 个。其中：CMDS2015 样本 43959 个，CMDS2017 样本 26476 个；流动人口样本 38855 个，本地居民样本 31580 个。

（二）变量选择与描述

1. 被解释变量。本文的被解释变量是公共卫生服务，具体为健康档案和健康教育。根据原国家卫计委 2013 年发布的《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》，建立流动人口健康档案、开展流动人口健康教育是基本公共卫生服务的重点工作内容之一。本文以此为基础构建被解释变量，探究公共卫生服务中的户籍歧视。

第一，健康档案。CMDS 调查询问被访者在本地居住的社区是否建立居民健康档案，被访者的回答选项包括“没建，没听说过”“没建，但听说过”“已经建立”和“不清楚”。本文将“已经建立”

^①专项调查隶属于 CMDS，CMDS 的 A 卷是针对流动人口群体的全国性调查，C 卷和 D 卷是户籍对比调查。

^②长期流动人口是指在现居住地居住达到半年及以上的流动人口。

设定为1，而将其他三种情况设定为0（没有建立健康档案）。在样本范围内，居民健康档案建档率平均水平为37.1%，其中本地居民和流动人口的建档率分别为56.1%和23.1%。

第二，健康教育。CMDS 调查询问被访者“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？（多选）”，被访者在“职业病防治”“性病或艾滋病防治”“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”选项中进行选择^①。本文首先将接受过一项及以上健康教育情形设定为1，将从未接受过任何健康教育设定为0。在样本范围内，居民整体、流动人口和本地居民的健康教育接受率分别为84.2%、83.0%和85.9%。

本文还统计了居民接受健康教育的情况。在七项健康教育内容当中，流动人口总体接受率明显低于本地居民，仅在生殖健康与避孕教育方面，流动人口接受率为59.7%，略高于本地居民的水平（57.8%）。具体来看，流动人口接受率最高的是控制吸烟教育（60.7%），慢性病防治教育、职业病防治教育、结核病防治教育的接受率仅分别为41.7%、39.5%和34.7%，心理健康教育的接受率仅有25.4%。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是户籍。户籍是具有中国特色的社会管理与资源分配制度（陆益龙，2008），具体包括户籍性质和户籍属地两个维度。根据户籍性质，户籍可划分为农业户籍与非农业户籍两类；按照户籍属地，户籍可划分为本地户籍与非本地户籍两种。

本文按照户籍性质和户籍属地两个维度，将居民划分为农村流动人口、城镇流动人口、本地农村居民和本地城镇居民四类。在样本范围内，农村流动人口数量最多，为32185人，占比为45.70%；本地城镇居民数量其次，为23329人，占比为33.12%；城镇流动人口有8251人，占比为11.71%；本地农村居民有6670人，占比为9.47%。

3.控制变量。本文的主要控制变量包括年龄（及其平方项）、性别、受教育程度、婚姻状态、民族、家庭规模、收入水平、就业状态和年份虚拟变量。考虑到地级行政区之间的差异，本文还控制了居民所在地级行政区的人均地区生产总值、第三产业占比和每万人床位数三个变量。

表1展示了变量的含义以及总样本、流动人口（包括农村流动人口、城镇流动人口）和本地居民（包括本地农村居民、本地城镇居民）的描述性统计结果。

表1 描述性统计结果

变量名称	变量含义和赋值	总样本		流动人口		本地居民	
		平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
健康档案	是否建立健康档案：已建立=1，未建立=0	0.371	0.483	0.231	0.421	0.561	0.496
健康教育	是否接受过健康教育：接受过=1，未接受过=0	0.842	0.364	0.830	0.376	0.859	0.348
户籍性质	被访者的户籍性质：农业户籍=1，非农业户籍=0	0.552	0.497	0.796	0.403	0.222	0.416

^①由于CMDS2015和CMDS2017对健康教育问题选项设置略有差异，为保持两个年份数据之间的可比性，本文只保留问题中完全相同的七个选项。

表1 (续)

户籍属地	被访者的户籍属地:本地户籍=1,非本地户籍=0	0.426	0.494	0.000	0.000	1.000	0.000
年龄	被访者年龄(岁)	38.005	13.023	35.373	10.555	41.553	15.037
性别	被访者性别:男=1,女=0	0.509	0.500	0.516	0.500	0.499	0.500
受教育程度	被访者的受教育程度						
文盲	文盲=1,其他=0	0.014	0.115	0.017	0.131	0.008	0.091
小学	小学=1,其他=0	0.085	0.279	0.105	0.307	0.058	0.233
初中	初中=1,其他=0	0.357	0.479	0.449	0.497	0.233	0.423
高中或中专	高中或中专=1,其他=0	0.247	0.431	0.229	0.420	0.271	0.444
大学专科	大学专科=1,其他=0	0.160	0.366	0.109	0.312	0.227	0.419
大学本科	大学本科=1,其他=0	0.124	0.330	0.081	0.273	0.183	0.387
研究生	研究生=1,其他=0	0.013	0.115	0.009	0.094	0.019	0.138
婚姻状态	被访者的婚姻状态						
未婚	未婚=1,其他=0	0.174	0.379	0.171	0.377	0.177	0.382
在婚	在婚=1,其他=0	0.766	0.423	0.788	0.409	0.737	0.440
离异或丧偶	离异或丧偶=1,其他=0	0.060	0.238	0.041	0.198	0.086	0.281
民族	被访者的民族:汉族=1,其他=0	0.937	0.243	0.942	0.233	0.930	0.255
家庭规模	当地家庭成员数量(人)	2.901	1.145	2.760	1.169	3.091	1.083
收入水平	家庭人均收入(元)	3029.734	2143.754	3193.264	2300.991	2809.311	1889.223
就业状态	被访者的就业状态:就业=1,失业=0	0.756	0.430	0.835	0.371	0.649	0.477
年份	调查样本的年份:2017年=1,2015年=0	0.376	0.484	0.309	0.462	0.467	0.499
人均地区生产总值	所在地级行政区人均地区生产总值(元)	108941.700	28988.840	108175.000	26560.870	109975.100	31942.440
第三产业占比	所在地级行政区第三产业增加值占地区生产总值比重(%)	62.111	10.569	63.843	10.886	59.777	9.645
每万人床位数	所在地级行政区每万人口的医院床位数(张)	79.897	14.641	79.895	13.429	79.900	16.130

注:在实证分析模型中,收入水平在加1的基础上取自然对数,人均地区生产总值取自然对数。

(三) 计量模型设定

1. 基准回归模型。健康档案、健康教育为二元变量,本文采用 Probit 模型进行估计,表达式为:

$$Y_i^* = \alpha + \beta H_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i, Y_i = \begin{cases} 1, Y_i^* > 0 \\ 0, Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中: Y_i 是个体 i 享有健康档案或健康教育的情况。 Y_i^* 是健康档案或健康教育的潜变量,当 Y_i^* 大于 0 时, Y_i 等于 1, 否则 Y_i 等于 0。 H_i 表示个体 i 的户籍身份(农村流动人口、城镇流动人口、本地农村居民、本地城镇居民)。 Z_i 表示影响个体 i 享有健康档案或健康教育的一系列控制变量。

α 、 β 和 γ 为待估参数， ε_i 为随机扰动项。

2. 纠正选择性偏误。基准回归模型得出一致估计的前提条件在于 H_i 是外生变量。户籍制度是一种先赋性制度（陆益龙，2008），但个体可以通过求学就业、亲属投靠、积分落户、购房落户等多种形式改变户籍性质与属地。因此，户籍并非严格外生，而是存在自选择性。

为此，本文将采用反事实框架进行分析。由于处理变量为四分类变量，传统的针对二元变量情形的处理效应模型将导致变量间有效信息的损失（Cattaneo，2010）。为了避免此类问题，本文运用 Cattaneo（2010）提出的多值处理效应（multivalued treatment effect，简称 MTE）模型纠正潜在的选择性偏误。目前，MTE 模型已有所应用（Linden et al.，2016）。

户籍 H_i 是本文的处理变量，假设 $D_{ik}(H_i)$ 为个体 i 处于处理状态 k 时的指示变量，其中 $k = \{1, 2, 3, 4\}$ 。当 H_i 等于 k 时， $D_{ik}(H_i)$ 等于 1，否则 $D_{ik}(H_i)$ 等于 0。具体公式如下：

$$D_{ik}(H_i) = \begin{cases} 1, & H_i = k \\ 0, & H_i \neq k \end{cases} \quad (k = 1, 2, 3, 4) \quad (2)$$

对于每个个体而言，都存在一个潜在的公共卫生服务水平的集合 $(Y_{i1}^*, Y_{i2}^*, Y_{i3}^*, Y_{i4}^*)$ ，其中 Y_{i1}^* 、 Y_{i2}^* 、 Y_{i3}^* 、 Y_{i4}^* 分别表示四种户籍状态下个体可获得的潜在的公共卫生服务水平。每个可观测的因变量可以用户籍类型及其潜在的因变量 Y_{ik}^* 来表示：

$$Y_{ik} = \sum_{k=1}^4 D_{ik}(H_i) Y_{ik}^* \quad (3)$$

根据 Imbens and Wooldridge（2009）的研究可知，为了满足因果推断的随机分布条件，MTE 模型需要满足条件独立假设和重叠假设。其中，条件独立假设指的是结果变量、处理变量以及控制变量相互独立，即 $Y_{ik} \perp D_{ik} | Z_i$ 。重叠假设则指的是个体 i 基于控制变量 Z_i 选择的处理状态 H_i 的概率均为正，即 $\Pr[H_i = k | Z_i] > 0$ 。

依据上述假设，个体公共卫生服务水平的条件期望值可以表示为：

$$E[D_{ik} | Z_i] = E[D_{ik} | H_i = k, Z_i] = \alpha + \beta H_i \quad (4)$$

MTE 模型的条件期望值主要依据广义倾向得分匹配法（GPS）计算得出。考虑到 H_i 与 Z_i 均可观测，因此使用多元 Probit 模型获得个体 i 处于不同处理状态的概率。

依据上述分析， H_i 从处理状态 m （ m 是不同于 k 的一种处理状态）到 k 时的平均处理效应（ATE）和处理组平均处理效应（ATT）分别可以表示为：

$$\tau_{ATE}^{MTE} = E[Y_{ik} - Y_{im}] = (\alpha_m - \alpha_k) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i (\beta_m - \beta_k), \quad k \neq m \quad (5)$$

$$\tau_{ATT}^{MTE} = E[(Y_{ik} - Y_{im}) | H_i = k] = (\alpha_m - \alpha_k) + \frac{1}{N_m} \sum_{i: D_{ik}(H_i)=1} Z_i (\beta_m - \beta_k), \quad k \neq m \quad (6)$$

3. 遗漏变量检验。MTE 模型可以纠正可观测变量引致的选择性偏误，但当实证分析面临遗漏变量问题时，这类方法可能会失效。社会科学领域的研究很难穷尽所有的影响因素，遗漏变量似乎难以避

免，而由遗漏变量导致的估计偏误是考察因果效应的重要阻碍（安格里斯特和皮施克，2012）。虽然本文已经尽可能考虑控制变量，但一些不可观测因素（如性格特质、过往经历等）仍难以控制。

为了检验不可观测因素对实证分析过程产生的影响，本文基于可观测变量参数估计值的变动，评估遗漏变量引致的偏误（Altonji et al., 2005）。此方法已得到比较广泛的应用（丁从明等，2018）。

四、实证结果与分析

（一）基准分析

表2汇报了基于 Probit 模型的回归结果。其中，（1）～（3）列的被解释变量为健康档案，（4）～（6）列的被解释变量是健康教育。（1）列和（4）列以户籍性质为核心解释变量，（2）列和（5）列以户籍属地为核心解释变量，（3）列和（6）列依据户籍性质和户籍属地将样本划分为农村流动人口、城镇流动人口、本地农村居民、本地城镇居民，并以农村流动人口作为参照组考察户籍性质与户籍属地对公共卫生服务可及性的影响。考虑到依据 Probit 模型得到的回归系数不够直观，其含义难以解释，因此本文汇报的是各解释变量对公共卫生服务的边际效应。

结果显示：相比于非农业户籍居民，农业户籍居民无论在健康档案还是健康教育层面均处于显著劣势；相比于流动人口，本地居民无论在健康档案还是健康教育均具有显著优势。进一步来看，根据（3）列和（6）列的结果来看，以农村流动人口为参照，城镇流动人口、本地居民健康档案的建档率更高，本地居民接受健康教育的概率更高。不仅如此，从边际效应的大小来看，相比于农村流动人口，城镇流动人口建档率显著高出0.0132，本地农村居民和本地城镇居民建档率分别高出0.3144和0.2444。本地农村居民和本地城镇居民接受健康教育的概率分别高出0.0603和0.0449。综上可知，城市公共卫生服务在户籍上的差距主要表现在户籍属地上，而非户籍性质层面。这表明，城市公共卫生服务的户籍歧视主要是属地歧视，而非城乡歧视。

表2 基于 Probit 模型的回归结果

	健康档案			健康教育		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
户籍性质	-0.0970*** (0.0042)			-0.0168*** (0.0033)		
户籍属地		0.2378*** (0.0037)			0.0495*** (0.0032)	
以农村流动人口为参照						
城镇流动人口			0.0132** (0.0060)			0.0031 (0.0053)
本地农村居民			0.3144*** (0.0071)			0.0603*** (0.0044)
本地城镇居民			0.2444*** (0.0051)			0.0449*** (0.0038)

表2 (续)

年龄	-0.0001 (0.0008)	-0.0018** (0.0008)	-0.0016** (0.0008)	0.0022*** (0.0006)	0.0019*** (0.0006)	0.0020*** (0.0006)
年龄平方项	0.0063*** (0.0009)	0.0056*** (0.0008)	0.0056*** (0.0008)	-0.0019*** (0.0007)	-0.0022*** (0.0007)	-0.0022*** (0.0007)
性别	-0.0350*** (0.0036)	-0.0324*** (0.0035)	-0.0333*** (0.0035)	-0.0150*** (0.0028)	-0.0150*** (0.0028)	-0.0153*** (0.0028)
受教育程度 (以文盲为参照)						
小学	0.1090*** (0.0122)	0.0918*** (0.0135)	0.0914*** (0.0135)	0.1195*** (0.0161)	0.1082*** (0.0157)	0.1087*** (0.0157)
初中	0.1572*** (0.0114)	0.1190*** (0.0129)	0.1205*** (0.0128)	0.1733*** (0.0157)	0.1552*** (0.0153)	0.1564*** (0.0154)
高中或中专	0.2077*** (0.0118)	0.1414*** (0.0132)	0.1443*** (0.0132)	0.2053*** (0.0160)	0.1814*** (0.0155)	0.1831*** (0.0156)
大学专科	0.2594*** (0.0124)	0.1661*** (0.0137)	0.1700*** (0.0138)	0.2240*** (0.0162)	0.1950*** (0.0158)	0.1969*** (0.0160)
大学本科	0.2407*** (0.0129)	0.1432*** (0.0141)	0.1490*** (0.0142)	0.2202*** (0.0165)	0.1903*** (0.0160)	0.1928*** (0.0162)
研究生	0.1998*** (0.0196)	0.0935*** (0.0198)	0.1016*** (0.0199)	0.1994*** (0.0202)	0.1674*** (0.0200)	0.1705*** (0.0202)
婚姻状态 (以未婚为参照)						
在婚	-0.0070 (0.0061)	0.0302*** (0.0058)	0.0289*** (0.0058)	0.0439*** (0.0051)	0.0517*** (0.0051)	0.0514*** (0.0052)
离异或丧偶	0.0084 (0.0093)	0.0270*** (0.0089)	0.0253*** (0.0089)	0.0249*** (0.0076)	0.0290*** (0.0077)	0.0286*** (0.0077)
民族	-0.0582*** (0.0077)	-0.0501*** (0.0076)	-0.0482*** (0.0076)	-0.0408*** (0.0062)	-0.0390*** (0.0061)	-0.0387*** (0.0061)
家庭规模	0.0087*** (0.0018)	-0.0023 (0.0018)	-0.0037** (0.0018)	0.0011 (0.0014)	-0.0009 (0.0014)	-0.0013 (0.0014)
收入水平	-0.0650*** (0.0036)	-0.0441*** (0.0035)	-0.0445*** (0.0035)	-0.0125*** (0.0028)	-0.0085*** (0.0028)	-0.0086*** (0.0028)
就业状态	-0.0201*** (0.0048)	0.0049 (0.0046)	0.0049 (0.0046)	0.0349*** (0.0039)	0.0409*** (0.0039)	0.0408*** (0.0039)
年份	0.1138*** (0.0042)	0.0762*** (0.0041)	0.0689*** (0.0042)	-0.1460*** (0.0035)	-0.1533*** (0.0035)	-0.1552*** (0.0036)
人均地区生产总值	0.0019 (0.0062)	-0.0264*** (0.0061)	-0.0306*** (0.0061)	-0.0332*** (0.0046)	-0.0386*** (0.0046)	-0.0397*** (0.0046)

表2 (续)

第三产业占比	-0.0069*** (0.0002)	-0.0045*** (0.0002)	-0.0046*** (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	0.0003* (0.0002)	0.0003* (0.0002)
每万人床位数	0.0036*** (0.0001)	0.0032*** (0.0001)	0.0033*** (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
Wald卡方值	7167.1861	10040.3843	10104.6608	3072.9816	3241.6653	3273.2631
伪R ²	0.0829	0.1153	0.1164	0.0518	0.0551	0.0553
观测值	70435	70435	70435	70435	70435	70435

注：①表中展示的是边际效应。②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③括号内为稳健标准误。

(二) 纠正选择性偏误

对个体而言，户籍虽具有先赋性特征，但仍具有自致性，因此无法排除户籍可能是个体特征自选择的结果，需要谨慎考虑估计结果的潜在偏误。为此，本文运用MTE模型进行分析。该模型不仅能与基准分析的估计结果进行比较，以判定其稳健性，还能够通过调整参照组，获得更细致的估计结果。

如表3所示，从MTE模型估计结果可知，以农村流动人口为参照，本地居民在公共卫生服务各项指标上均具有显著的优势，而城镇流动人口与之差异并不明显。进一步来看，以城镇流动人口为参照，本地居民的各项公共卫生服务可及性同样更高。此外，以本地农村居民为参照，本地城镇居民在各项公共卫生服务可及性方面呈现劣势。对此可能的解释是：由于中央设立专户用于农村居民的医疗、教育等公共品支出，使得农村居民，尤其是大中城市周边的农村居民逐步获得来自公共财政的、稳定的公共福利，户口的“含金量”甚至超过城镇（王瑜等，2019）。

表3 基于MTE模型的回归结果

		MTE-ATT			
		健康档案		健康教育	
		系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
以农村流动人口为参照	城镇流动人口	-0.0792	0.0761	-0.0438	0.0810
	本地农村居民	0.3279***	0.0218	0.1301***	0.0229
	本地城镇居民	0.2369***	0.0221	0.0839***	0.0233
以城镇流动人口为参照	本地农村居民	0.4058***	0.0737	0.1737**	0.0779
	本地城镇居民	0.3162***	0.0741	0.1277	0.0778
以本地农村居民为参照	本地城镇居民	-0.0897***	0.0108	-0.0461***	0.0068

注：***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

上述结果表明，在城市公共卫生服务可及性层面，从高到低排序依次为本地农村居民、本地城镇居民、流动人口。这意味着，在纠正了选择性偏误后，城市公共卫生服务在户籍层面依然呈现出明显差异，本地居民公共卫生服务可及性远高于流动人口，即城市公共卫生服务存在显著的属地歧视，而传统意义上的城乡歧视并不明显。

（三）遗漏变量检验

表 4 展示了基于 Altonji et al. (2005) 所述方法的遗漏变量检验结果。受约束模型中所纳入的控制变量与基准分析保持一致,完整模型在受约束模型控制变量基础上进一步加入受访个体的周工作时间、所在行业、职业类型以及所在地级行政区的人均财政支出等变量。值得注意的是,由于周工作时间、行业、职业类型等变量只针对正处于就业状态的受访者,为保证受约束模型与完整模型的可比性,受约束模型的样本也限定为正处于就业状态的受访者,以确保样本观测值与完整模型保持一致。

由表 4 可知,在受约束模型和完整模型中,无论是对于健康档案还是健康教育,核心解释变量的参数估计值的差异均不太大。以农村流动人口为参照,城镇流动人口、本地农村居民、本地城镇居民的 ω 值均远大于 1。这意味着,若要“颠覆”户籍对公共卫生服务的影响,需要有比全部控制变量多得多的遗漏变量存在,然而这种可能性是微乎其微的(丁从明等, 2018; 祝仲坤, 2021)。这一结果证实,即便存在遗漏变量,相较于农村流动人口,本地居民在健康档案、健康教育等公共卫生服务中的显著优势也是稳健的。这进一步表明,城市公共卫生服务在户籍上的差距主要表现为户籍属地层面,而非户籍性质层面^①。

表 4 根据可观测因素评估遗漏变量的影响

	健康档案		健康教育	
	受约束模型	完整模型	受约束模型	完整模型
城镇流动人口	0.0099 (0.0066)	0.0177 (0.0118)	0.0021 (0.0058)	0.0074 (0.0055)
本地农村居民	0.3204*** (0.083)	0.2892*** (0.0088)	0.0579*** (0.0049)	0.0461*** (0.0054)
本地城镇居民	0.2392*** (0.0060)	0.1888*** (0.0071)	0.0403*** (0.0043)	0.0294*** (0.0051)
观测值	53224	53224	53224	53224
城镇流动人口 ω 值	2.2692		1.3962	
本地农村居民 ω 值	9.2692		3.9068	
本地城镇居民 ω 值	3.7460		2.6972	

注: ①表中结果以农村流动人口为参照。②***表示 1%的显著性水平。③括号内为稳健标准误。

（四）基于扩展的 Oaxaca-Blinder 分解

上文对公共卫生服务的户籍歧视进行了细致的研究,发现公共卫生服务的户籍歧视主要体现为属地歧视,而非传统意义上的城乡歧视。值得注意的是,上文用 MTE 模型纠正选择性偏误,且运用 Altonji et al. (2005) 的方法证实遗漏变量几乎不会影响本文的核心结论。不过,参数估计值的差异可能并非全部来自户籍歧视,还可能来自实证分析中各控制变量(包括年龄、性别、受教育程度、婚姻状态、民族、家庭规模、收入水平、就业状态,以及所在地级行政区的人均地区生产总值、第三产业占比和

^①本文还基于逆向概率加权(IPW)方法和逆向概率加权调整法(IPWRA)纠正选择性偏误,并通过调整健康教育变量衡量方式等多种方法进行稳健性检验。篇幅所限,估计结果未做展示。

每万人床位数等)引致的特征差异,那么,决定不同户籍群体公共卫生服务差距的决定因素到底是户籍歧视还是特征差异呢?对于这一问题,本文借鉴Fairlie(2005)的方法,将传统的Oaxaca-Blinder(O-B)分解方法扩展到非线性模型当中,通过非线性O-B分解方法将参数估计值划分为模型可解释部分(特征差异)与不可解释部分(户籍歧视)。具体分解模型如下:

$$\overline{H^L} - \overline{H^M} = \left[\sum_{i=1}^{N^L} \frac{F(X_i^L \beta^M)}{N^L} - \sum_{i=1}^{N^M} \frac{F(X_i^M \beta^M)}{N^M} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^L} \frac{F(X_i^L \beta^L)}{N^L} - \sum_{i=1}^{N^L} \frac{F(X_i^L \beta^M)}{N^L} \right] \quad (7)$$

(7)式中: $\overline{H^L}$ 表示本地居民公共卫生服务水平, $\overline{H^M}$ 表示流动人口公共卫生服务水平, $\overline{H^L} - \overline{H^M}$ 即为本地居民与流动人口的公共卫生服务水平的差异。在等式右边中, N^L 和 N^M 为本地居民与流动人口的样本量, X_i^L 与 X_i^M 分别代表影响本地居民与流动人口公共卫生服务水平的一系列可观测变量, β^L 与 β^M 则是与之相对应的本地居民与流动人口的待估参数。等式右边的第一项表示公共卫生服务水平差异中可观测变量的贡献,是差异中的可解释部分,即特征差异;第二项是差异中的不可解释部分,即户籍歧视。值得注意的是,非线性O-B分解存在指数基准问题,针对这一问题,本文采取Reimers和Cotton两种指数基准进行分解(张抗私等,2018)。

由表5可看出,依据Reimers与Cotton两种指数基准进行分解的结果基本一致。以Reimers指数基准的分解结果来看,在健康档案方面,本地居民与流动人口总差异为0.3303,其中特征差异为0.0462,户籍歧视为0.2841,户籍歧视与总差异的比值为86.01%。这说明,在健康档案方面,本地居民和与流动人口的差异主要来自户籍歧视,而非特征差异。在健康教育方面,本地居民与流动人口总差异为0.0299,其中特征差异为-0.0248,户籍歧视为0.0547,户籍歧视与总差异的比值为182.94%。这说明,在健康教育方面,特征差异对总差异具有明显的抵消作用。这就意味着,由于特征差异存在抵消作用,如果以上文分析中健康教育的参数估计值来表征户籍歧视,可能会低估户籍歧视的真实水平。

表5 本地居民与流动人口公共卫生服务差异的分解结果

	健康档案		健康教育	
	Reimers 指数基准	Cotton 指数基准	Reimers 指数基准	Cotton 指数基准
特征差异占比 (%)	0.0462 (13.99)	0.0439 (13.29)	-0.0248 (-82.94)	-0.0254 (-84.95)
本地居民优势占比 (%)	0.1341 (40.60)	0.1142 (34.57)	0.0252 (84.28)	0.0215 (71.91)
流动人口劣势占比 (%)	0.1500 (45.41)	0.1722 (52.14)	0.0295 (98.66)	0.0338 (113.04)
户籍歧视占比 (%)	0.2841 (86.01)	0.2864 (86.71)	0.0547 (182.94)	0.0553 (184.95)
总差异	0.3303	0.3303	0.0299	0.0299

注:①Reimers指数基准为Omega=0.50,Cotton指数基准为Omega=0.57。②括号内为分解差异与总差异的比值(%)。

（五）进一步探讨

1.不同健康教育内容的户籍歧视。在CMDS专项调查问卷当中，健康教育指标涉及七项教育内容，不同教育内容的重要性有显著差异。2015年，原国家卫计委出台了《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^①。此外，流动人口的工作环境常常与粉尘、有毒物质、噪声有密切联系。研究表明，每年都有大量外来务工人员遭遇职业病（例如尘肺病、职业中毒等）侵害^②。为此，本文将各项健康教育内容分别设置二元变量，采用MTE模型考察不同健康教育内容的户籍歧视。

基于MTE模型的估计结果（见表6），相比于流动人口，本地居民在各项健康教育内容上均存在显著优势。具体而言，在国家政策重点倾斜的结核病防治、性病或艾滋病防治等教育内容方面，流动人口仍与本地居民存在明显差距，这意味着传染病防治层面的均等化进程仍不尽如人意。从表6的第3列来看，流动人口与本地居民在职业病防治层面亦存在显著差距，流动人口职业病防治层面的健康教育仍需加强。上述结果表明，在传染病防治与职业病防治这两项对于流动人口而言极为重要的公共卫生服务上，流动人口所获得的公共卫生服务远不及本地居民，进一步表明公共卫生服务存在严重的属地歧视。

不仅如此，CMDS2017专项调查中健康教育内容还涉及“突发公共事件自救”，这也是国家基本公共卫生服务的重要组成部分之一。本文基于CMDS2017专项调查考察了突发公共事件自救层面的户籍歧视。由表6第8列可知，在突发公共事件自救层面，相比于流动人口，本地居民也具有显著优势。

表6 不同健康教育内容的户籍歧视

	MTE-ATT							
	结核病防治	性病或艾滋病防治	职业病防治	生殖健康与避孕	控制吸烟	心理健康	慢性病防治	突发公共事件自救
城镇流动人口	0.0294 (0.0272)	0.0256 (0.0200)	0.0029 (0.0197)	-0.0391* (0.0217)	0.0261 (0.0277)	0.0079 (0.0194)	0.0448* (0.0239)	0.0236 (0.0177)
本地农村居民	0.1172*** (0.0218)	0.1429*** (0.0168)	0.0956*** (0.017)	0.0671*** (0.0162)	0.1328*** (0.0251)	0.1240* (0.0677)	0.1612*** (0.0204)	0.1156*** (0.0099)
本地城镇居民	0.0775*** (0.0213)	0.0591*** (0.0163)	0.0677*** (0.0165)	0.0179 (0.0158)	0.0824*** (0.0252)	0.0992*** (0.0161)	0.1318*** (0.0200)	0.0843*** (0.0101)

注：①表中结果以农村流动人口为参照。②***和*分别表示1%和10%的显著性水平。③括号内为稳健标准误。

2.不同健康教育形式的户籍歧视。王春超和尹靖华（2022）指出，不同形式健康教育对流动人口医疗服务利用行为的影响有明显差异，其中针对性最强的个体化面对面咨询对流动人口获得医疗服务

^①参见《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》，<http://www.nhc.gov.cn/jws/s3581r/201511/1742007746a64005a16e32de00cc5fc5.shtml>。

^②资料来源：中华社会救助基金会大爱清尘基金发布的《中国尘肺病农民工调查报告（2021）》，https://www.daqc.org.cn/public/uploads/files/20220719/42_20220719001427cfdd6.pdf。

的促进作用最强，互联网咨询的作用次之，报刊宣传栏等传统教育形式的作用最弱。为此，本文进一步探讨在健康教育形式层面是否存在户籍歧视。

CMDS 专项调查问卷询问了受访者获取健康教育的方式，这一变量通过“您在现居住村（居）是以何种方式接受上述健康教育的？（多选）”来衡量。CMDS2017 专项调查问卷设置“健康知识讲座”“宣传资料（纸质、影视）”“宣传栏或电子显示屏”“公众健康咨询活动”“社区短信或微信或网站”“个体化面对面咨询”六个选项，CMDS2015 专项调查问卷设置“讲座”“书或刊或光盘等”“广播或电视节目”“面对面咨询”“网上咨询”“公众健康咨询活动”“宣传栏”“手机短信或微信”八个选项。本文依据 CMDS2017 问卷的选项设置方式，将 CMDS2015 专项调查中的选项“书或刊或光盘等”“广播或电视节目”合并为“宣传资料（纸质、影视）”，“网上咨询”“手机短信或微信”合并为“社区短信或微信或网站”。

如表 7 所示，相比于流动人口，本地居民在健康知识讲座、公众健康咨询活动、社区短信或微信或网站以及个体化面对面咨询等更加具体且有针对性的健康教育形式上占据显著优势。而在宣传资料（纸质、影视）等传统教育形式上，流动人口与本地居民并没有明显差距。这一结果表明，健康教育层面的户籍歧视不仅体现在健康教育的内容上，也体现在健康教育的形式上。

表 7 不同健康教育形式的户籍歧视

	MTE-ATT					
	健康知识讲座	宣传资料（纸质、影视）	宣传栏或电子显示屏	公众健康咨询活动	社区短信或微信或网站	个体化面对面咨询
城镇流动人口	-0.0138 (0.0241)	-0.0171 (0.0265)	-0.0286 (0.0216)	-0.0054 (0.0222)	0.0178 (0.0226)	-0.0049 (0.0197)
本地农村居民	0.0469** (0.0194)	0.0245 (0.0228)	-0.0369*** (0.0114)	0.0402** (0.0176)	0.0757*** (0.0191)	0.0644*** (0.0109)
本地城镇居民	0.1017*** (0.0185)	0.0040 (0.0222)	-0.0150 (0.0112)	0.0460*** (0.0166)	0.0737*** (0.0180)	0.0615*** (0.0107)

注：①表中结果以农村流动人口为参照。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③括号内为稳健标准误。

3. 公共卫生服务的户籍歧视趋势。本文样本涉及 2015 年和 2017 年两个年份。那么，相比于 2015 年，2017 年公共卫生服务的户籍歧视是否趋于止步呢？CMDS2015 专项调查和 CMDS2017 专项调查的样本均涉及广州市，为此，本文以广州市样本为例，探究时间维度上的公共卫生服务均等化发展态势。在样本范围内，广州市总样本为 8000 个，2015 年和 2017 年各 4000 个样本，每一年的样本中均包含 2000 个本地居民样本和 2000 个流动人口样本。经过数据清理，2017 年有效样本 3745 个，其中本地居民样本 2000 个，流动人口样本 1745 个。

本文以广州市样本为例，参照基准回归中的 Probit 模型进行分析，估计结果如表 8 所示。由估计结果不难看出，无论是 2015 年还是 2017 年，相比于流动人口，广州市本地居民在获得各项公共卫生服务上均具有明显优势，属地歧视再次得到证实。进一步来看，相比于 2015 年，2017 年广州市流动人口与本地居民获得公共卫生服务的差距更大。这一结果表明，随着时间的推移，广州市本地居民与

流动人口获得公共卫生服务的差距拉大，户籍歧视（尤其是属地歧视）并未趋于止步。

表 8 公共卫生服务均等化的年份差异：基于广州市样本

	2015年		2017年	
	健康档案	健康教育	健康档案	健康教育
城镇流动人口	0.0574** (0.0287)	0.0256 (0.0220)	0.0297 (0.0290)	0.0842*** (0.0295)
本地农村居民	0.2504*** (0.0338)	0.0282 (0.0221)	0.3394*** (0.0204)	0.1092*** (0.0194)
本地城镇居民	0.2207*** (0.0222)	0.0552*** (0.0146)	0.2428*** (0.0217)	0.0849*** (0.0207)
Wald卡方值	526.7999	90.6384	378.5208	147.5251
伪R ²	0.1173	0.0334	0.0797	0.0341
观测值	4000	4000	3745	3745

注：①表中结果以农村流动人口为参照。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③括号内为稳健标准误。

五、结论与讨论

流动人口在常住地获得与本地户籍人口同等的基本公共卫生服务是推进基本公共服务均等化的题中应有之义。自 2009 年“新医改”政策启动后，流动人口公共卫生服务均等化进程开始起步，国家逐步出台多项政策文本推动流动人口公共卫生服务均等化，构建起了“费随人走”的财政体制。在此背景下，本文以 CMDS 专项调查数据为基础，聚焦公共卫生服务均等化这一重要话题，从户籍性质与户籍属地双重维度，探究城市公共卫生服务推行过程中的户籍歧视问题。

本文研究表明：首先，健康档案、健康教育等公共卫生服务存在明显的户籍歧视，且主要体现为属地歧视，而非城乡歧视。在运用多值处理效应模型纠正选择性偏误并通过多种方式进行稳健性检验后，结论依然成立。非线性 Oaxaca-Blinder 分解结果进一步显示，流动人口与本地居民之间获得公共卫生服务的差距绝大部分可以用属地歧视来解释。其次，健康教育层面的户籍歧视不仅体现在健康教育的内容上，也体现在健康教育的形式上。健康教育内容方面，在传染病防治与职业病防治这两项对于流动人口极为重要的公共卫生服务上，流动人口所获得的公共卫生服务仍远不及本地居民；健康教育形式方面，在宣传资料（纸质、影视）等传统教育形式上，流动人口与本地居民没有明显差距，但在个体化面对面咨询等针对性强的教育形式上，流动人口与本地居民差距较大。最后，以广州市样本为例，相比于 2015 年，2017 年流动人口与本地居民之间获得的公共卫生服务差距拉大，表明公共卫生服务中的户籍歧视并未趋于止步。

上述结论表明，在公共卫生服务方面，流动人口仍面临户籍歧视。虽然“费随人走”的财政体制早已建立，但公共卫生服务均等化进程任重道远。深入推进公共卫生服务均等化可从两个方面发力：一方面，考虑以居住证为抓手，在提高居住证的覆盖面的同时，进一步提升居住证的“含金量”。2016

年1月1日施行的《居住证暂行条例》已赋予居住证持有者享有公共卫生服务在内的“六大服务”^①，后续还应考虑将子女高中教育、社会救助、住房保障等公共服务逐步纳入到服务保障范围。另一方面，加快完善财政支持机制，建立针对公共卫生资金的筹资保障机制。进一步明确中央与地方之间公共卫生资金的财政责任，严格按照常住人口口径配置公共卫生资金，并在核定各省级行政区内长期流动人口规模的基础上，适当加大中央财政对流动人口公共卫生资金的转移支付力度，减轻人口流入地的财政负担。此外，应坚持以健康指标改善为绩效导向，在考虑公共卫生服务范围不断扩展、筹资标准逐步提高的情况下，测算公共卫生资金的需求变动，切实保障筹资的充足性。

参考文献

- 1.安格里斯特、皮施克，2012：《基本无害的计量经济学：实证研究者指南》，郎金焕、李井奎译，上海：格致出版社，第80页。
- 2.曹清峰，2019：《房价上涨与中国城市“新二元结构”的加剧》，《经济理论与经济管理》第6期，第4-15页。
- 3.陈传波、阎竣，2015：《户籍歧视还是人力资本差异？——对城城与乡城流动人口收入差距的布朗分解》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第5期，第9-16页。
- 4.陈昊、赵春明、杨立强，2017：《户籍所在地“反向歧视之谜”：基于收入补偿的一个解释》，《世界经济》第5期，第173-192页。
- 5.陈映芳，2005：《“农民工”：制度安排与身份认同》，《社会学研究》第3期，第119-132页、第244页。
- 6.程名望、李代悦、杨未然，2022：《城市基本公共服务中存在“户籍歧视”吗？》，《同济大学学报（社会科学版）》第5期，第104-114页。
- 7.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，第92-110页。
- 8.丁从明、吉振霖、雷雨、梁甄桥，2018：《方言多样性与市场一体化：基于城市圈的视角》，《经济研究》第11期，第148-164页。
- 9.段丁强、应亚珍、周靖，2016：《促进我国流动人口基本公共卫生服务均等化的筹资机制研究》，《人口与经济》第4期，第34-44页。
- 10.侯慧丽、李春华，2019：《身份、地区和城市——老年流动人口基本公共健康服务的平等》，《人口与发展》第2期，第31-38页。
- 11.陆益龙，2008：《户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动》，《中国社会科学》第1期，第149-162页、第207-208页。
- 12.孙婧芳，2017：《城市劳动力市场中户籍歧视的变化：农民工的就业与工资》，《经济研究》第8期，第171-186页。
- 13.田丰，2010：《城市工人与农民工的收入差距研究》，《社会学研究》第2期，第87-105页、第244页。

^①六大服务分别是：义务教育、基本公共就业服务、基本公共卫生服务和计划生育服务、公共文化体育服务、法律援助和其他法律服务、国家规定的其他基本公共服务。

- 14.王春超、尹靖华, 2022: 《公共卫生健康教育与流动人口传染病就医行为研究》, 《经济学(季刊)》第2期, 第569-590页。
- 15.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, 第91-101页。
- 16.王延中、冯立果, 2007: 《中国医疗卫生改革何处去——“甩包袱”式市场化改革的资源集聚效应与改进》, 《中国工业经济》第8期, 第24-31页。
- 17.王瑜、张俊娜、温铁军, 2019: 《新中国成立以来财税改革与户籍制度的三个10年变迁》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第5-19页。
- 18.吴贾、姚先国、张俊森, 2015: 《城乡户籍歧视是否趋于止步——来自改革进程中的经验证据: 1989—2011》, 《经济研究》第11期, 第148-160页。
- 19.吴珊珊、孟凡强, 2019: 《农民工歧视与反歧视问题研究进展》, 《经济学动态》第4期, 第99-111页。
- 20.辛冲冲、李健、杨春飞, 2020: 《中国医疗卫生服务供给水平的地区差异及空间收敛性研究》, 《中国人口科学》第1期, 第65-77页、第127页。
- 21.杨菊华, 2011a: 《城乡差分与内外之别: 流动人口社会保障研究》, 《人口研究》第5期, 第8-25页。
- 22.杨菊华, 2011b: 《城乡分割、经济发展与乡-城流动人口的收入融入研究》, 《人口学刊》第5期, 第3-15页。
- 23.岳经纶、李晓燕, 2014: 《社区视角下的流动人口健康意识与健康服务利用——基于珠三角的研究》, 《公共管理学报》第4期, 第125-135页、第144页。
- 24.曾永明、张利国, 2018: 《户籍歧视、地域歧视与农民工工资减损——来自2015年全国流动人口动态监测调查的新证据》, 《中南财经政法大学学报》第5期, 第141-150页。
- 25.张抗私、刘翠花、丁述磊, 2018: 《正规就业与非正规就业工资差异研究》, 《中国人口科学》第1期, 第83-94页、第128页。
- 26.张楠、高梦媛、寇璇, 2021: 《卫生公平的文化壁垒——跨方言区流动降低了公共卫生服务可及性吗》, 《财贸经济》第2期, 第36-50页。
- 27.张展新、高文书、侯慧丽, 2007: 《城乡分割、区域分割与城市外来人口社会保障缺失——来自上海等五城市的证据》, 《中国人口科学》第6期, 第33-41页、第95页。
- 28.章元、王昊, 2011: 《城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视: 基于人口普查数据的研究》, 《管理世界》第7期, 第42-51页。
- 29.周梦天、唐为, 2022: 《户籍制度如何推升了外地户籍劳动力的工资溢价? ——基于劳动力不完全替代的解释》, 《世界经济文汇》第2期, 第19-35页。
- 30.祝仲坤, 2021: 《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》, 《中国农村经济》第10期, 第125-144页。
- 31.邹文杰、蔡鹏鸿, 2015: 《公共卫生支出、人口聚集与医疗卫生服务均等化》, 《上海财经大学学报》第3期, 第59-67页。

32. 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.
33. Cattaneo, M. D., 2010, "Efficient Semiparametric Estimation of Multi-valued Treatment Effects under Ignorability", *Journal of Econometrics*, 155(2): 138-154.
34. Fairlie, R. W., 2005, "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models", *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4): 305-316.
35. Imbens, G. W., and J. M. Wooldridge, 2009, "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 47(1): 5-86.
36. Linden, A., S. D. Uysal, A. Ryan, and J. L. Adams, 2016, "Estimating Causal Effects for Multivalued Treatments: A Comparison of Approaches", *Statistics in Medicine*, 35(4): 534-552.
37. Meng, X., and J. Zhang, 2001, "The Two-tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials Between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai", *Journal of Comparative Economics*, 29(3): 485-504.

(作者单位：¹北京理工大学人文与社会科学学院；

²农业农村部规划设计研究院)

(责任编辑：王 瑜)

Hukou Discrimination in Urban Public Health Services: Urban-Rural Divide or Disparity between the Local and Non-local

ZHU Zhongkun LENG Chenxin

Abstract: Hukou discrimination damages social fairness and justice, and impedes the process of the migrants' citizenization. This paper investigates the hukou discrimination in urban public health services from the dual dimensions of hukou's type and registration place, using the data collected from China Migrants Dynamic Survey in 2015 and 2017. The results show that there exists hukou discrimination in public health services such as health records and health education, which is mainly manifested in the form of disparity between the local and non-local rather than urban-rural divide. Meanwhile, disparity between the local and non-local in health education is not only reflected in the content of education, but also in the form of education. Taking the sample of Guangzhou as an example, from 2015 to 2017, the gap in public health services between migrants and local residents was continuously widening, which indicates that household registration discrimination in public health services has not yet stopped. Our findings reveal that although the mechanism of offering financial support no matter where citizens migrate to in the sector of public health services has already been established, the equalization of public health services between migrants and local residents is far from being achieved.

Keywords: Public Health Services; Hukou Discrimination; Disparity between the Local and Non-local; Health Records; Health Education