

公共卫生健康教育与流动人口传染病 就医行为研究

王春超 尹靖华*

摘要 本文研究了全国社区(村)公共卫生健康教育对流动人口常见传染病就医行为的影响,并对其成本-效果进行分析。研究发现,基层公共卫生健康教育显著促进了流动人口就医行为,但对不同人群的效果相异。健康教育方式的有效性排序是:面对面>互联网>报刊等传统媒体。成本-效果分析表明,公共卫生健康教育最具效率的依次是中部、东部和西部地区。本文认为,国家在公共卫生健康教育投入资源的区域配置和培训方式等方面具有较大改善空间。

关键词 健康教育, 流动人口, 就医行为

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.02.11

一、引言

民众对于传染病的防病意识以及在出现常见传染病后的就医行为,是重大疫情早期发现、有效控制扩散的主体因素。近年来,我国先后发生传染性非典型肺炎、人感染高致病性禽流感、甲型 H1N1 流感、新型冠状病毒肺炎等突发新发传染病疫情,严重威胁人民群众的健康与生命安全。中国流动人口数量庞大且多数健康素养和卫生意识较为缺乏,其日益频繁的流动增加了传染病的传播机会,给传染病的防治工作带来重大挑战。因此,科学评估基层公共卫生防控工作,尤其是针对传染性疾病传播的重点人群——流动人口健康行为的研究至关重要。我国自 2009 年开始启动基本公共卫生服

* 王春超,暨南大学经济学院、暨南大学伯明翰大学联合学院;尹靖华,暨南大学经济学院。通信作者及地址:尹靖华,广东省广州市天河区黄埔大道西 601 号暨南大学经济学院,510632;电话:(020) 85220174;E-mail: yinjinghuas@foxmail.com。本文得到国家社科基金重大项目(18ZDA081)和中央高校基本科研业务费专项项目(19JNKY06)的资助。作者感谢审稿人的宝贵意见和建议,文责自负。

务项目¹, 免费为城乡居民提供健康教育、建立健康档案等服务, 政府每年增加财政投入, 其服务项目内容由9类35项增长至12类46项。健康教育是其中的一项重要工作, 旨在提高居民健康意识, 了解疾病发生的传播知识等, 达到预防疾病、促进健康、提高生命质量的目的。其内容主要涉及传染病及突发公共卫生事件应急处理、防灾减灾、家庭急救以及职业病和慢性病等方面。科学有效的公共卫生健康教育, 是开展传染病防治的重要举措, 不仅有利于促进人民健康, 也对维持正常的经济社会秩序和国家的安全稳定具有重要意义。社区(村)是实施健康教育工作的基层单位, 是直接影响民众防病治病和健康行为的关键。那么, 社区(村)关于突发公共卫生事件的健康教育是否促进了人们出现传染病的常见症状后合理利用卫生医疗服务? 不同的教育宣传渠道具有怎样的差异? 不同地区实施的成本-效果如何? 弄清上述问题, 为科学有效开展基层公共卫生健康教育, 减轻和控制突发事件的严重社会影响具有重要意义。

本文主要研究目标是识别社区(村)公共卫生健康教育对流动人口就医行为的影响。就医行为是狭义上的卫生服务利用行为, 指感觉身体不适或出现某症状, 或在感到有疾病发生的风险时所采取的门诊、住院及预防保健服务利用行为(Ogden, 1995)。与本文相关的文献主要包括以下两类。一类文献关注健康教育与健康行为。起初, 健康教育对于健康行为的影响作用被发现是极其有限的(Bien *et al.*, 1993)。美国在20世纪开展了三项大型社区心血管疾病健康教育的干预实验, 结果表明, 许多社区的健康教育项目只对受教育程度最高和经济条件最好的人群有效(Winkleby, 1994)。此后, 有研究发现, 尊重患者权利和以患者为中心的健康教育对于促进健康行为的作用显著(Epstein and Street, 2007; Zhu *et al.*, 2013; Li *et al.*, 2019)。由此可见, 现有关于健康教育与健康行为的文献并没有得出一致性结论。另一类文献基于安德森医疗卫生服务利用模型从倾向因素、需要和促进资源三个方面探讨了影响个体医疗卫生服务利用行为的因素(Andersen, 1995; 李月娥和卢珊, 2017)。其中, 一部分文献重点从种族、性别、家庭与医疗机构的位置关系、个体健康素养等倾向性因素着眼探究了其与健康服务利用的关系(Daniel *et al.*, 2010; Macinko *et al.*, 2012; Berkman *et al.*, 2011; Levitt, 2015)。部分文献则强调了需求性因素的作用, 认为健康状况是影响卫生服务

¹ 国家基本公共卫生服务是面向全体居民免费提供的最基本的公共卫生服务, 开展服务项目所需资金主要由政府承担, 城乡居民可直接受益。目前, 国家基本公共卫生服务项目有12类内容。即: 城乡居民健康档案管理、健康教育、预防接种、0~6岁儿童健康管理、孕产妇健康管理、老年人健康管理、慢性病患者健康管理(高血压、糖尿病)、重性精神疾病患者管理、结核病患者健康管理、传染病及突发公共卫生事件报告和处理服务、中医药健康管理、卫生监督协管服务。

利用的一个基本因素 (Aday *et al.*, 2004)。在促进资源方面, 已有研究发现医疗保险和公共健康政策对医疗服务利用产生积极影响 (Card *et al.*, 2008; Mulyanto *et al.*, 2019; Zhang *et al.*, 2018)。目前, 国内关于就医行为的研究较为缺乏。早期研究侧重从综合视角探讨影响就医行为的各类因素 (王俊等, 2008; 周洁和柴彦威, 2013)。近来, 已有研究主要关注个体收入 (解垚, 2009; 马超等, 2017; 叶初升等, 2021)、家庭照料 (余央央和封进, 2018)、基本公共服务均等化政策 (Fu *et al.*, 2020)、医疗机构可达性和精准扶贫政策 (申悦等, 2019; 陈昊等, 2020) 等因素对医疗服务利用行为的影响。

纵观国内外文献, 尽管健康教育自 20 世纪以来就是促进健康行为和预防疾病行动的重要组成部分 (Stokols *et al.*, 2003; Randolph and Viswanath, 2004), 但鲜有研究关注中国基层公共卫生健康教育对于流动人口就医行为的影响。基于此, 本文分析评估社区/村一级的公共卫生健康教育对流动人口常见传染病症就医行为的影响, 并在此基础上进行了成本-效果分析以评估不同地区健康教育项目的实施效率。

本文主要贡献在于: 第一, 本文首次基于微观调查数据系统研究中国基层公共卫生健康教育对于流动人口常见传染病症就医行为的影响效应。本文利用广义精确匹配 (Coarsened Exact Matching, CEM) 和回归修正下的概率倒数赋权法 (Inverse Probability Weighting, IPW) 修正可观变量自选择效应带来的内生性, 运用工具变量修正不可观测特征及反向因果的内生性, 以得到健康教育对流动人口就医行为影响更为稳健的结果。第二, 本文基于不同方式探索了社区公共卫生健康教育的有效途径, 发现不同教育方式在实施效果上具有显著的差异, 其有效性排序是: 面对面 > 互联网 > 报刊等传统媒体。第三, 本文对公共卫生健康教育的成本-效果进行分析, 通过比较发现, 基层公共卫生健康教育在中部地区最具效率, 其次是东部地区, 最后是西部地区。其中, 东部地区的投入最多, 但并未产生与之相匹配的政策实施效果。本文为完善重大疫情防控体制机制, 更有效地开展健康教育培训, 全面提高人们面对突发传染病疫情的应对处理能力提供政策依据。

本文后续结构安排如下: 第二部分对数据和指标进行描述性分析, 并设置计量模型及检验策略; 第三部分报告本文的基本实证结果, 进行稳健性检验, 并就流动人口的特征和健康教育的宣传渠道进行异质性分析; 第四部分对基层健康支出进行成本-效果分析; 第五部分是总结及相关政策含义。

二、数据、计量模型与实证策略

(一) 数据

本文的数据来自国家卫生和计划生育委员会(现为国家卫生健康委)2017年流动人口监测调查数据。样本的抽样总体为全国在调查前一个月前来本地居住、非本区(县、市)户口且2017年5月年龄在15周岁及以上的流动人口。其中流动人口定义为离开了户籍区县到其他区县居住生活工作1个月及以上的人口。该概念要求外出目的以生活、工作为主,不包括外出旅游、外出看病、外出出差、外出探亲等原因临时离开。该数据实际调查的有效样本为169 926人。由于针对本文因变量及自变量问卷调查提问范围为“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?”和“最近一年您是否出现过以下病症并就诊”,因此,本文将样本限定在流入时间为一年及以上的流动人口,最终包括样本145 314人。

(二) 主要变量

1. 突发公共事件相关的公共卫生健康教育

本文的核心自变量为社区(村)涉及突发公共事件相关的公共卫生健康教育,依据国家卫生健康委调查问卷中“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?”这一问题构建一个0—1虚拟变量,该问题的答案主要包括“A职业病防治、B性病/艾滋病防治、C生殖健康与避孕、D结核病防治、E控制吸烟、F心理健康、G慢性病防治、H妇幼保健/优生优育、I突发公共事件自救”,其中突发公共事件主要包括自然灾害、事故灾难、公共卫生事件(传染性疾病和流行性疫情等)、社会安全事件四大类情况。如果回答包括“突发公共事件自救”方面的健康教育,则认为该居民接受过突发公共事件相关的社区(村)公共卫生健康教育,取值为1,否则取值为0。

2. 就医行为

本文的因变量为就医行为,主要关注流动个体对于出现传染病常见症状后是否就诊的行为。根据问卷调查中“最近一年您是否出现过以下病症并就诊”来识别,分别为发热(腋下体温 $\geq 38^{\circ}\text{C}$)是否就诊、感冒是否就诊(头痛、鼻塞、流涕、打喷嚏、咽喉痛、干咳等上呼吸道症状)、腹泻(每日腹泻 ≥ 3 次)是否就诊、皮疹(皮肤表面出现颜色异常、隆起或发生水泡等)是否就诊、黄疸(血清中胆红素升高致使皮肤、黏膜和巩膜发黄)是否就诊²和结膜

² 由于黄疸患病人数较少,本文的回归分析未将其纳入。

红肿（眼结膜充血时出现的发红、肿胀现象）是否就诊，在“是否为患有”和“是否接诊”中均回答“是”则取值为 1，在“是否为患有”回答“是”，但“是否就诊”中回答“否”则取值为 0。³发热、腹泻、黄疸、皮疹、结膜红肿是传染病病症检测的五大病症，这五大症状联合可探测法定传染病 37 种，能发现超过 9 成的新发传染病（肖新才等，2011）。而感冒分为普通感冒和流行性感 冒，其中流行性感 冒为丙类传染病，也在传染病病症监测之列。

3. 控制变量

本文基于安德森模型，根据数据的可得性选取如下三类控制变量：（1）倾向因素，包括个体的年龄、性别（男=1，女=0）、受教育年限⁴、婚否（有配偶等于 1，否则为 0）；（2）能力可达性因素，包括家庭收入（万元）⁵、是否参与社会医疗保险⁶以及到最近医疗服务机构的时间距离⁷；（3）需求因素，主要指个体自身健康状况，包括是否患有慢性病（是等于 1，其他为 0）以及个人对自身健康状况的判断（根据自评健康内容分为“1. 健康、2. 基本健康、3. 不健康但生活能自理、4. 生活不能自理”四个等级，该数值越大健康越差）。考虑到不同省份不随时间变化的特征，我们控制地区层面的固定效应。表 1 给出了主要变量的描述统计结果。

表 1 主要变量的描述统计

	变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
因变量： 就医行为	发热是否就医	0.514	0.500	0	1	17 590
	感冒是否就医	0.353	0.478	0	1	83 980
	腹泻是否就医	0.294	0.456	0	1	20 285
	皮疹是否就医	0.557	0.497	0	1	5 879
	结膜红肿是否就医	0.434	0.496	0	1	3792

³ 我们也估计了因变量在“是否为患有”和“是否接诊”中均回答“是”则取值为 1，在“是否为患有”回答“是”，但“是否接诊”中回答“否”或者“记不清”则取值为 0 的结果，限于篇幅，未予展示，读者可向作者索取。

⁴ 我们将问卷中的受教育程度转化为受教育年限，两者的对应关系如下：未上过学=0 年，小学=6 年，初中=9 年，高中/中专=12 年，大学专科=14 年，大学本科=16 年，研究生=19 年。我们将受教育年限由分类变量设置为连续变量是因为本文回归分析中有较多的虚拟变量和分类变量，容易导致共线性问题而被自动剔除。

⁵ 本文的家庭收入基于问卷调查中的“过去一年，您家平均每月总收入”来构建，为所有家庭成员的总税后收入，总收入具体包括工资收入、经营收入、财产收入和转移收入，其中，经营收入指扣除营业用房租金、雇佣成本、进货成本等相关费用后的营业净收入（如出现亏本现象，可以填负数），因此，部分家庭该变量为负数。

⁶ 根据问卷中“您目前参加下列何种社会医疗保险？”来建立虚拟变量，如果答案中回答“是”则取值为 1；否则取值 0。

⁷ 根据问卷中“从您居住地到最近的医疗服务机构（包括社区卫生服务中心、村居医务室、医院等）需要多长时间？”来建立有序分类变量，其中，“1”表示 15 分钟以内，“2”表示 15 分钟（不含）~30 分钟（含），“3”为 30 分钟（不含）~1 小时（含），“4”表示 1 小时以上。

(续表)

变量		均值	标准差	最小值	最大值	观测值
核心自变量：公共卫生健康教育	是否参与卫生健康教育	0.421	0.494	0	1	145 314
	是否通过面对面媒体宣传	0.807	0.395	0	1	80 449
	是否通过传统媒体宣传	0.967	0.180	0	1	89 577
	是否通过互联网媒体宣传	0.503	0.500	0	1	61 159
控制变量	年龄	37.345	10.952	16	96	145 314
	性别 (男=1)	0.516	0.450	0	1	145 314
	倾向因素 受教育年限	9.973	3.288	0	19	145 314
	婚姻状况 (有配偶=1)	0.839	0.3678	0	1	145 314
	是否农村户籍 (是=1)	0.773	0.419	0	1	145 314
	能力因素 家庭收入 (万元)	0.726	0.589	-9	20	145 307
	是否工作 (是=1)	0.818	0.385	0	1	145 314
	是否拥有医疗保险 (是=1)	0.920	0.272	0	1	145 314
	需求因素 到最近医疗服务机构的时间	1.187	0.450	1	4	145 314
	个体自身健康状况评价	1.216	0.481	1	4	145 314
是否患有慢性病 (是=1)	0.059	0.235	0	1	145 314	

(三) 参与和未参与突发公共事件健康教育个体的就医行为

表 2 分别统计比较了未参与和参与本地突发公共事件相关健康教育样本在出现病症后的就医率,并对两组样本的就医概率差异进行了组间均值检验。结果显示,参与了本地突发公共事件相关健康教育的流动人口其就医概率均显著高于未参与的流动人口。特别是对于皮疹、感冒和发热,参与公共卫生健康教育的流动人口其就医概率分别达到 60.1%、38.6%和 54.8%,而未参与的流动人口其就医概率为 51.9%、32.7%和 49.0%,比前者低 8.2 个、5.9 个和 5.8 个百分点。组间均值检验显示,参与和未参与样本组别的差异显著。由此可见,是否参与社区(村)公共卫生健康教育是其就医行为差异的关键。

表 2 参与和未参与社区(村)突发公共事件健康教育样本的就医情况比较

	未参与健康教育	参与健康教育	未参与-参与
发热就医概率	0.490	0.548	-0.058***
感冒就医概率	0.327	0.386	-0.059***

(续表)

	未参与健康教育	参与健康教育	未参与-参与
腹泻就医概率	0.274	0.321	-0.047***
皮疹就医概率	0.519	0.601	-0.082***
结膜红肿就医概率	0.419	0.454	-0.035**

注：原假设为组间均值相等、备择假设为组间均值不等；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平上拒绝原假设。

(四) 计量模型与实证策略

为了准确估计突发公共事件相关健康教育对于流动人口就医行为的影响，我们建立如下计量模型：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Medieduc_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

其中，被解释变量 y_i 为劳动力 i 的就医行为，分别表示出现发热是否就医、出现感冒是否就医、腹泻是否就医、皮疹是否就医和结膜红肿是否就医。核心自变量 $Medieduc_i$ （本地是否接受突发公共事件相关健康教育）是一个虚拟变量，如果个体 i 接受居住村/区突发公共事件方面的健康教育，则 $Medieduc_i$ 取值为 1，否则为 0。 X_i 为影响个体在患常见传染病症后是否就医的一系列个人层面的控制变量，如年龄、性别、受教育年限、婚姻状况等；同时在模型中加入了地区虚拟变量以控制地区固定效应。 ϵ_i 为随机误差项。

三、实证结果

(一) 基本计量结果

在基本回归中，本文采用 Logistic 模型对流动人口调查全样本进行参数估计。为了便于解释回归结果，表 3 报告了各解释变量的几率比，同时也在第三行报告了主要解释变量 $Medieduc$ 的平均边际效应系数。从表 3 的 $Medieduc$ 平均边际效应系数可知，对于五种常见传染性病症，参与健康教育变量的系数均显著大于 0。这表明参与突发公共事件相关健康教育都能够显著提高流动人口就医概率，意味着突发公共事件相关健康教育在影响流动人口的就医行为中起到了显著的正向作用。从几率比的大小来看，本地健康教育对于皮疹和腹泻患者就医概率的影响在各类病症中排在前两位。特别地，对于发热来说，当控制其他变量时，社区/村健康教育促进就医概率上升了几率比的 1.148 倍，即参与健康教育比未参与健康教育的流动人口的就医几率多 14.8%。对于其他控制变量，基本与预测相符，不予赘述。

表 3 基本回归结果

	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i>	1.148*** (0.037)	1.189*** (0.028)	1.234*** (0.052)	1.437*** (0.115)	1.147* (0.092)
<i>Medieduc</i> 平均边际效应	[0.033***] (0.008)	[0.039***] (0.005)	[0.041***] (0.008)	[0.079***] (0.016)	[0.030*] (0.016)
年龄	0.990*** (0.002)	0.993*** (0.001)	1.003* (0.002)	0.994 (0.003)	1.003 (0.004)
性别	0.949 (0.033)	0.968 (0.021)	0.872*** (0.030)	0.808*** (0.036)	0.678*** (0.048)
教育	1.008 (0.006)	0.995 (0.004)	0.988* (0.006)	1.028*** (0.008)	1.004 (0.012)
婚否	1.010 (0.065)	1.051 (0.033)	0.967 (0.048)	0.939 (0.077)	0.938 (0.092)
户籍类型	1.057 (0.056)	1.135*** (0.032)	1.114*** (0.046)	1.074 (0.075)	1.061 (0.095)
收入	1.029 (0.037)	1.002 (0.018)	0.996 (0.035)	1.058 (0.046)	1.056 (0.068)
是否工作	0.882** (0.045)	0.942* (0.033)	1.010 (0.036)	0.873* (0.072)	0.795*** (0.070)
医疗保险	1.264*** (0.084)	1.168*** (0.043)	1.237*** (0.073)	1.409*** (0.114)	1.167 (0.147)
时间距离	0.954 (0.050)	0.971 (0.031)	1.092* (0.052)	0.933 (0.060)	1.039 (0.076)
自评健康	1.132*** (0.045)	1.151*** (0.024)	1.124*** (0.039)	1.062 (0.053)	0.836*** (0.048)
慢性疾病	1.097 (0.084)	1.215*** (0.051)	1.032 (0.044)	0.840* (0.076)	1.139 (0.125)
Constant	0.810 (0.116)	0.409*** (0.037)	0.194*** (0.035)	1.153 (0.271)	0.713 (0.253)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
伪 R^2	0.04	0.03	0.02	0.02	0.03
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791

注：表中除了 *Medieduc* 平均边际效应那一行，其他均为几率比，圆括号内为地区层面聚类标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。

（二）稳健性检验

在估计卫生服务利用模型时，最常见的内生性问题包括自选择、反向因果和遗漏变量问题。大多数情况下，个体选择是否接受健康教育具有非随机性，他们通常会根据健康教育带来的预期收益而自我选择是否参与（Jütting, 2003）。一般情况下，个体可依据可观测变量和不可观测变量来选择是否参与健康教育，对于可观测变量带来的自选择问题我们将利用广义精确匹配和概率倒数赋权的方法来进行处理。对于不可观测变量带来的自选择问题、遗漏变量以及可能存在的反向因果问题，我们将利用工具变量来进行处理，以得到更稳健的结果。

1. 广义精确匹配（CEM）

由于是否接受突发公共事件健康教育具有自我选择机制，同时受到年龄、受教育水平等可观测个体特征的影响，因此，我们在比较参与和不参与突发公共事件健康教育的就医行为差异时，需要考虑两类群体的系统差异。为了缓解效应评估中的组间偏差问题，我们采取广义精确匹配法来将处理组与控制组样本的变量进行匹配，以增强二者之间的平衡性。广义精确匹配法（CEM）是一种“单调不平衡性控制”（Monotonic Imbalance Bounding, MIB）的非参数匹配方法，增强了处理组与控制组样本的可比性，并在此基础上得到了处理组的处理效应（ATT）。相较于倾向得分匹配法（PSM），该方法更有利于实现变量在组间的分布平衡，较少受到测量误差的影响。

为了明确哪些变量会显著影响个体是否参与突发公共事件健康教育，结合数据的可获得性，本文将影响流动人口参与突发公共事件健康教育的因素分为个人特征、工作相关及区域相关三类。其中，个人特征因素包括年龄、受教育年限、性别、户籍类型、婚姻状况、就业和收入，工作相关的因素包括单位类型和行业类型，区域相关的因素包括所处地区是否位于我国的东、中、西部。我们通过选取影响参与健康教育回归中均显著的变量，采用广义精确匹配法（CEM）对处理组和控制组样本基于年龄、受教育年限、户籍类型、是否就业、收入、单位是否为国企以及所属区位等变量进行匹配，在此基础上考察参与健康教育对于流动人口就医行为的影响。 \imath_1 （multivariate imbalance measure）检验了两组别变量的整体平衡度， \imath_1 的取值范围是 $[0, 1]$ ，越接近1则说明不平衡程度越大。对比广义精确匹配前后的平衡性检验结果发现，进行粗化处理这些变量的 \imath_1 值显著变小，由开始的0.45到最终的 $2.584e-14$ ，表明进行广义精确匹配后处理组和对照组的平衡性大大增强，增加了两组别的可比性。表4列示了广义精确匹配后的回归结果。结果

显示核心解释变量的系数显著为正,说明参与突发公共事件健康教育显著提高五类传染病症的就医概率。

表4 稳健性检验 I: 广义精确匹配回归结果

	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i>	0.030*** (0.008)	0.045*** (0.006)	0.047*** (0.008)	0.071*** (0.017)	0.039** (0.018)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
伪 R^2	0.04	0.04	0.02	0.02	0.03
观测值	16 660	79 793	18 959	5 676	3 485

注:表格中的系数为平均边际效应,圆括号内为地区层面的聚类标准误;控制变量同表3;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

2. 概率倒数赋权 (IPW)

进一步,本文借助广义处理效应 (treatment effects) 分析框架,将参与突发公共事件健康教育者视作处理组,将未参与的视作对照组,以回归修正 (Regression Adjustment, RA) 模型拟合两组别个体的潜在结果,并利用概率倒数赋权 (IPW) 修正控制组和处理组可观测特征异质性下参与健康教育的内生性,验证参与突发公共事件健康教育决定中存在的自我选择机制。⁸表5也报告了参与公共卫生健康教育对两组别的全部个体在五类病症就医概率的平均处置效果 (ATE),对于发热的病症患者,参与社区/村健康教育将带来就医率5.6%的上升;健康教育使得感冒患者就医率上升6.0%,促使腹泻和皮疹患者以及结膜红肿患者的就医率分别上升5.0%、7.5%和3.9%。

表5 稳健性检验 II: 概率倒数赋权一回归修正估计结果

	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
ATE	0.056*** (0.007)	0.060*** (0.003)	0.050*** (0.007)	0.075*** (0.013)	0.039** (0.017)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791

注:表格中圆括号内为稳健标准误差值;控制变量同表3;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

⁸ IPW方法首先利用对照组和处理组中的全部个体估计Probit形式的参与公共卫生健康教育的决定方程式,得到个体处于实际所在组别的概率,以概率拟合值倒数为权重,再估计得到流动人口就医行为的计量方程式(1)中各个控制变量的加权回归系数,最后用调整后的系数结合个体特征计算两组别个体的反事实就医概率,以得到最终的平均处理效应(ATE)。

3. 工具变量回归

估计式中可能存在不可观测变量带来的自选择问题、遗漏变量和反向因果造成的内生性问题。首先,可能存在同时影响健康教育的参与决策和流动人口就医行为决策的不可观测因素。比如,流动人口是否接受突发公共事件健康教育,与其承担疾病风险的能力及风险偏好有关,同时也会影响流动人口就医行为,但是这些特征没有被观测到。其次,流动人口就医行为也可能会影响是否接受健康教育。对于经常寻求医疗服务的个体来说,他们有更强烈的动机参与健康教育。因此,我们进一步采用工具变量估计的方法来处理可能存在的这类内生性问题。

本文选取的工具变量为与内生变量高度相关的政策冲击,基于全国流动人口社会融合示范试点城市这一外生政策冲击来构建工具变量。国家卫生和计划生育委员会(现为国家卫生健康委)于2014年将全国12个省份中的15个城市列为首批全国流动人口社会融合示范试点城市,2016年新增西部省份的7个城市为示范试点城市。⁹全国流动人口社会融合示范试点工作旨在通过提供公共服务、社会保障和社区参与渠道,解决社会接纳和文化交融的问题。各流动人口社会融合示范试点城市以帮助流动人口及其家庭提高健康意识、健康水平及家庭发展能力而更好地融入城市社会为目标,以保障流动人口基本医疗与公共卫生计生服务为抓手,积极实施适合本地流动人口特点的服务项目,包括流动人口传染病和职业病防治、流动人口心理健康服务、健康养老等。示范点城市工作的开展相比非示范点城市更容易获得当地政府支持和财政保障,更加积极地开展了流动人口健康教育工作。由此,我们认为全国流动人口社会融合示范点城市工作对当地流动人口健康教育产生了深刻影响,满足工具变量相关性要求。全国流动人口社会融合示范试点政策为顶层设计,对个人就医行为而言是相对外生的因素,符合工具变量外生性假设。

值得注意的是,政府挑选示范点城市可能不是随机的,可能存在某些城市特征使得其在试点之前就有更高的流动人口健康教育参与率和就医概率,这将同时影响工具变量的外生性和相关性假设。¹⁰因此,我们将进行以下三个检验来验证工具变量的外生性和相关性。首先,基于2013年数据检验影响城

⁹ 首批流动人口社会融合示范试点城市包括辽宁省大连市,江苏省无锡市、苏州市,浙江省杭州市,安徽省合肥市,福建省厦门市、泉州市,山东省青岛市,湖北省武汉市,湖南省长沙市,广东省中山市,四川省成都市,贵州省贵阳市,陕西省西安市、咸阳市15个。2016年又新增西藏自治区拉萨市、林芝市,甘肃省兰州市,青海省格尔木市,新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市、伊宁市、喀什市等7个示范试点城市。

¹⁰ 如果示范点城市的选择是基于某些城市特征,且这些特征直接影响了城市内部流动人口个体的就医概率,这将违背工具变量的外生性假设;如果这些特征影响了流动人口健康教育参与率,那可能说明示范点政策并不是提高流动人口健康参与率的原因,这将影响工具变量的相关性假设。

市成为示范点的因素。我们建立是否为示范点城市的虚拟变量(是=1)并以此作为因变量,对城市特征包括流动人口迁入率、开放性特征(城市的关税税率)、经济发展水平(城市化率、人均GDP、产业结构)、政府干预程度、城市流动人口健康教育参与率和患病就医概率进行回归。结果发现,除了城市的流动人口迁入率以外,其他的城市特征均不显著¹¹,由此可推断流动人口社会融合示范试点城市的选择并不依赖于城市流动人口健康教育参与率和患病就医概率¹²。那么,城市的流动人口迁入率是否会通过影响示范点城市的选择而同时影响流动人口健康教育参与率和患病就医概率?接下来,我们基于2013年和2017年流动人口动态调查数据,建立是否为示范点城市的虚拟变量(是=1),以考察其在政策前后是否对健康教育和患病就医概率产生显著影响。附表第(1)、(2)列结果表明示范试点城市在试点政策之前并没有对流动人口健康教育参与和患病就医概率产生显著影响,这说明尽管流动人口迁入率影响示范点城市的选择,但并没有通过示范点政策而影响流动人口健康教育参与和患病就医概率,因此示范点政策相对于个体就医行为是外生的。附表第(3)、(4)列结果表明在试点政策之后该政策对流动人口健康教育参与和患病就医的影响显著为正,说明了工具变量的相关性。最后,我们基于2013—2017年的流动人口数据利用双重差分模型检验了流动人口社会融合示范试点政策是否提高了流动人口健康教育参与概率,并建立是否为示范点城市虚拟变量(是=1)与年份虚拟变量的交互项来检验政策前后的影响来进行平行趋势检验,结果表明,在示范点政策之前,示范点城市与非示范点城市在流动人口健康教育参与率上并无显著差别;全国流动人口社会融合示范政策的确促进了流动人口健康教育参与的假设,进一步表明了工具变量的相关性。¹³

接下来,我们利用工具变量在扩展回归模型(Extended Regression Models)¹⁴框架下处理不可观测因素导致的内生性问题。由于本文因变量及内生变量均为0—1变量,因此我们基于eprobit命令来进行估计。同时,我们也利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行了稳健性检验。在工具变量回归中,我们控制了城市固定效应,以控制影响示范点选择的层面因素。表6分别列示了工具变量扩展回归模型和两阶段最小二乘法的估计结果。结果显示核心解释变量的系数均显著为正,说明参与公共卫生健康教育会显著提高样本在

¹¹ 限于篇幅,具体结果未报告,有需要的读者请向作者索取。

¹² 通过查阅流动人口社会融合示范试点城市政策提出的背景可知,示范点城市的选择标准为具有较多的流动人口。

¹³ 限于篇幅,具体结果未报告,有需要的读者请向作者索取。

¹⁴ 该模型适用于因变量、自变量和工具变量为连续变量、0—1变量和有序多元离散的多种情形,能同时处理内生变量、样本选择偏误、自选择和处理效应中处理变量的非随机分配性导致的内生性问题。

出现常见传染性病症后的就医概率。两阶段最小二乘法中第一阶段工具变量的系数均显著为正，进一步说明了工具变量的相关性，且 F 值均大于 10，可排除弱工具变量假设。我们注意到采用工具变量法后估计所得到的系数，在绝对值上相比基准估计均有所增大，这表明内生性问题在一定程度上导致了流动人口公共卫生健康教育的低估，但工具变量估计并未改变本文基准估计所得到的基本结论，说明本文基本回归结果的稳健性。

表 6 工具变量的估计结果

扩展回归模型 (eoprobit)					
	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i>	0.423*** (0.098)	0.367*** (0.086)	0.302*** (0.033)	0.440*** (0.120)	0.446** (0.185)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791
两阶段最小二乘法					
	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i>	0.268*** (0.025)	0.328*** (0.012)	0.170*** (0.022)	0.073** (0.037)	0.113*** (0.042)
第一阶段 F 值	43.69	105.06	38.23	10.87	10.62
第一阶段工具变量系数	0.267*** (0.042)	0.260*** (0.019)	0.323*** (0.039)	0.309*** (0.075)	0.197** (0.081)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791

注：表格中的回归系数为平均边际影响系数，括号内为稳健标准误差值；控制变量同表 3；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

(三) 进一步实证分析

1. 个体异质性分析

为进一步对比考察新生代与老一代、不同性别和不同户籍流动人口之间在社区(村)公共卫生健康教育影响就医行为的异质性，我们分别构建了是否参与社区/村公共卫生健康教育与新生代流动人口(1980年及以后出生人口等于1，其他为0)、性别和是否为农村户籍变量的交叉项，并在基本回归模型的基础上引入这些交叉项进行考察，结果如表7所示。首先，由表7的第一部分可知，参与公共卫生健康教育对流动人口就医的影响受年龄的影响显

著,与老一代的流动人口相比,对于新生代流动人口来说,参与突发公共事件相关的健康教育更能提高传染病病症的就医概率。表7第二部分显示参与突发公共事件相关的健康教育对于感冒和腹泻这两类病症就医概率的影响在不同性别的劳动者中具有显著差异,参与公共卫生健康教育对于促进男性在感冒和腹泻这两种病症的就医概率大于女性;但对于皮疹、结膜红肿和发热这三种病症,参与突发公共事件相关的健康教育对于其就医概率的影响不具有显著的性别差异。根据表7的第三部分结果可知,参与突发公共事件相关的健康教育对流动人口就医行为的影响在不同户籍类型的人口具有差异。相比于非农村户籍,参与公共卫生健康教育的农村户籍者更倾向于在出现五类常见传染性病症后就医。

表7 个体异质性检验结果

	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i> ×新生代流动人口(是=1)	0.033*** (0.008)	0.039*** (0.005)	0.041*** (0.008)	0.080*** (0.017)	0.030** (0.015)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
伪R ²	0.04	0.03	0.02	0.02	0.03
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791
	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i> ×性别(男=1)	0.013 (0.008)	0.025*** (0.005)	0.019** (0.008)	0.023 (0.019)	-0.026 (0.020)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
伪R ²	0.04	0.03	0.02	0.02	0.03
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791
	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
<i>Medieduc</i> ×户籍(农村=1)	0.033*** (0.010)	0.043*** (0.005)	0.038*** (0.008)	0.080*** (0.017)	0.045*** (0.016)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
伪R ²	0.04	0.03	0.02	0.02	0.03
观测值	17 588	83 976	20 283	5 879	3 791

注:表格中报告的为平均边际效应,括号内为地区层面聚类稳健标准误;控制变量同表3;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

2. 不同教育方式的影响效应

考虑到不同教育方式的差异,本文根据问卷“您在现居住村/居是以何种

方式接受上述健康教育的？”的回答对突发公共事件健康教育的方式进行分类。我们将“健康知识讲座”“公众健康咨询活动”和“个体化面对面咨询”归为面对面教育方式，将“宣传资料（纸质、影视）”和“宣传栏/电子显示屏”归为报刊和影视等传统媒体教育方式，将社区短信/微信/网站归为互联网教育方式，并基于此构建三类不同教育方式的 0—1 虚拟变量，同时将其纳入影响流动人口就医行为的计量方程中。表 8 的结果显示，面对面教育方式对于常见传染病症就医概率的影响均显著为正，互联网对于感冒、腹泻和皮疹就医的概率具有显著的正向作用，而报刊等传统媒体的教育方式对于流动人口的传染病症除了腹泻外就医概率的影响均不显著。因此，社区（村）在对流动人口开展突发公共事件健康教育的最有效方式是：面对面教育，它对发热、感冒、皮疹、腹泻和结膜红肿这五类病症方面的就医行为效果均显著。综上所述，基层公共卫生服务教育渠道和方式的有效性排序是：面对面 > 互联网 > 报刊和影视等传统媒体。然而现实中，根据 2017 年流动人口监测调查数据可知，报刊和影视等传统媒体在所有教育方式使用中实际占比最高，达到 47.5%，其次是面对面的教育，占比 35.6%，互联网的使用占比最小，只有 16.9%。因此，上述三种教育方式的实际采用比率的高低与其有效性的排序不匹配。就影响效果来看，基层公共卫生健康教育的培训方式具有较大的改善空间。

表 8 不同教育方式的估计结果

	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
面对面	0.071*** (0.016)	0.064*** (0.007)	0.035** (0.017)	0.073*** (0.021)	0.052* (0.029)
报刊和影视	-0.007 (0.019)	4.11e-05 (0.015)	0.0354* (0.021)	0.031 (0.033)	-0.035 (0.051)
互联网	0.021 (0.013)	0.038*** (0.007)	0.0421*** (0.014)	0.035* (0.020)	0.029 (0.025)
地区	控制	控制	控制	控制	控制
伪 R ²	0.04	0.03	0.02	0.02	0.03
观测值	7 471	36 245	8 540	2 667	1 665

注：表格中报告的为平均边际效应，括号内为地区层面聚类稳健标准误；控制变量同表 3；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

四、政府健康支出的成本-效果分析

在实施公共卫生健康教育项目时，不仅要考虑社会效益，还要兼顾经济

效益。为了评估基层健康教育项目的实施效率,我们进一步使用成本-效果分析,并针对我国东、中和西部地区进行对比分析以评估公共卫生健康教育项目在不同区域的实施效率。成本-效果分析(cost-effectiveness analysis, CEA)主要用于评价使用一定量的卫生资源(成本)后的健康产出(例如发病率的降低,寿命年的延长等)(Buxton, 2006)。一般而言,CEA的评价指标有成本-效果比(cost effectiveness, C/E, 即 CER)和增量成本-效果比($\Delta C/\Delta E$, 即 ICER)两种,比值越小,实施效率越高。本文基层健康教育项目的实施效果是指流动人口健康意识和健康行为的增强,包括参与健康教育的概率以及健康教育带来就医概率的增加(即健康教育的平均处理效应, ATE)。对于每个社区(村)人均健康教育成本,我们根据调查数据中社区的“过去一年,本社区健康教育费用支出”和“2016年年底社区户籍人口总数及流动人口总数”进行测算。¹⁵通过估计我们得到全国人均基层公共卫生健康教育支出为2.06元,其中东、中、西部呈现递减的趋势,分别为2.23元、2.01元和1.87元。那么,全国各地健康教育的实施效果是否会与投入的排序一致?接下来我们进行成本-效果分析,具体步骤如下:首先,计算得到全国社区(村)人均公共卫生健康教育支出;其次,我们估算了健康教育带来的效果,即五类常见传染病症就医概率的增加,利用流动人口平均参与健康教育的概率及健康教育对于各类传染病症就医概率的平均处理效应¹⁶相乘得到;最后,通过前两步的计算结果得到最终的成本与效果之比,并根据同样的步骤得到我国东、中、西部地区的成本效果比(如表9所示)。表9的结果表明,就全国平均水平来看,健康教育投入项目每获得1个单位效果需要人均投入成本在皮疹病症上最少,说明基层健康教育项目对于皮疹这种常见病症的效率最优。分地区来看,除了结膜红肿这种常见传染病症在东部地区最有效率外,对于其他四种常见传染病症来说,公共卫生健康教育在中部地区的效率最高,其次是东部地区,最后是西部地区。综合来看,东部地区的投入最多,但并未产生与之相匹配的政策实施效果;中部地区基层公共卫生健康教育的成本-效果比值最低,但政府在基层公共卫生健康教育上并没有实现相应的高投入。

¹⁵ 我们测算的社区(村)人均健康教育支出是一个粗略的成本,这是由于社区(村)健康教育的内容包括职业病防治、性病/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/优生优育、突发公共事件自救九个方面的内容,且运用讲座、报刊、影视、互联网等媒体交替进行宣传和教育的,因此无法得到单独针对“突发公共事件自救”的健康教育支出。

¹⁶ 对于政策制定者而言,参与者平均处理效应(ATT)衡量了项目参与者的毛收益,一般可对比毛收益与项目成本,进行成本-收益分析。由于我们更看重健康教育对社区整个流动人口群体的影响效应,因此我们在成本-效果分析中用到了平均处理效应(ATE),它衡量了从总体中随机抽取某个体的期望处理效应。本文概率倒数赋权(Inverse Probability Weighting)估计得到了平均处理效应(ATE),参与者平均处理效应(ATT)由CEM估计得到。

表 9 卫生健康资源投入：个人健康产出的成本-效果分析

地区	项目	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
全国	效果	0.024	0.025	0.021	0.032	0.016
	成本-效果	87.564	81.726	98.071	65.381	125.733
东	效果	0.014	0.010	0.020	0.026	0.019
	成本-效果	159.015	216.892	111.732	85.748	118.702
中	效果	0.020	0.027	0.019	0.045	0.004
	成本-效果	100.641	74.877	106.602	44.570	467.981
西	效果	0.005	0.019	0.010	0.039	0.012
	成本-效果	390.609	100.385	178.513	47.762	157.806

由于我们在评估影响基层健康教育实施效率时采用健康教育的平均处理效应 (ATE)，即参与和不参与健康教育的平均处理效应，因此不同地区参与健康教育的概率和健康教育的影响系数均会影响各地区健康教育实施的效果。为了探讨东部和西部地区健康教育效率较低的主要原因，分别让东部和西部的健康教育参与率和处理效应均等于中部的，并将这种反事实命名为假设一和假设二。东中西部地区教育参与率分别为 37.8%、43.2%、47.4%，我们首先假设东部地区和西部地区的健康教育参与率均与中部地区相等，均为 43.2%，得到假设一条件下的东中西部成本-效果结果，如表 10 上半部分；再假设东部和西部地区健康教育的影响系数均与中部地区相等，得到假设二条件下的东中西部成本-效果结果，如表 10 下半部分。通过假设一的结果与表 9 的对比发现，当东部和西部地区健康教育参与率均与中部地区相等时，东部的政策实施效率略有所提高，对于腹泻这种常见传染病症，公共卫生健康教育在东部地区变为最有效率，但其他病症并没有改变之前的结论。通过假设二与表 9 的对比则发现，当东部和西部地区健康教育影响系数均与中部地区相等时，政策实施效果的排序变为西部地区 > 中部地区 > 东部地区。由此，我们可得出结论，西部地区政策实施效果相对不佳的主要原因是健康教育影响系数较小，即健康教育的处理效应较低，而对于东部地区则两种原因均占有。因此，对健康教育进行过程管理、提高资源的利用效率是未来西部改进政策实施效率的重点，东部地区则应双管齐下，既要提高健康教育资源的利用效率，也应提高流动人口参与健康教育的积极性。中部地区则需加大健康教育资源的投入力度。

表 10 不同假设条件下卫生健康资源投入：个人健康产出的成本-效果分析

假设一：东部地区和西部地区的健康教育参与率均与中部地区相等						
地区	项目	发热	感冒	腹泻	皮疹	结膜红肿
东	效果	0.016	0.012	0.023	0.030	0.021
	成本-效果	139.461	190.221	97.993	75.204	104.105
中	效果	0.020	0.027	0.019	0.045	0.004
	成本-效果	100.641	74.877	106.602	44.570	467.981
西	效果	0.004	0.017	0.010	0.036	0.011
	成本-效果	429.579	110.401	196.323	52.527	173.550
假设二：东部地区和西部地区的健康教育影响系数均与中部地区相等						
东	效果	0.018	0.024	0.017	0.040	0.004
	成本-效果	126.870	94.392	134.384	56.185	589.947
中	效果	0.020	0.027	0.019	0.045	0.004
	成本-效果	100.641	74.877	106.602	44.570	467.981
西	效果	0.022	0.030	0.021	0.050	0.005
	成本-效果	84.842	63.122	89.867	37.573	394.515

五、结论和政策含义

加强基层卫生健康教育是保障人民生命安全和改善人民健康的重要举措。本文研究了社区（村）公共卫生健康教育对流动人口传染性疾病预防就医行为的影响效应。针对内生性问题，文章利用广义精确匹配和回归修正下的概率倒数赋权法修正可观测变量自选择效应带来的内生性，运用工具变量修正不可观测特征及反向因果的内生性。之后文章进一步探讨了个体异质性和不同教育方式的影响效应。在此基础上，文章定量分析了公共卫生健康教育的成本-效果。研究发现，我国社区和村一级的基层公共卫生健康教育在引导流动人口重视健康、促进其就医行为中发挥了显著的积极作用，但针对不同特征人群的效果相异。新生代的流动人口参与公共卫生健康教育更能增强就医行为。参与公共卫生教育对于促进男性在感冒和腹泻这两种病症上的就医概率大于女性，对于其他三种病症并无显著的性别差异。参与公共卫生健康教育的农村户籍流动人口相比于非农村户籍流动人口，更倾向于在出现五类常见传染性病症后就医。进一步研究发现，尽管报刊和影视等传统媒体在所有教育方式中的使用占比最高，但其有效性低于面对面和互联网这两种教育方式。成

本-效果分析表明，基层公共卫生健康教育在中部地区最具效率，其次是东部地区，最后是西部地区。

本文结论具有如下三个方面的政策含义。

第一，应注重项目过程中各个流程和范围的成本控制，加强公共卫生健康教育的干预效率。从健康教育的投入成本来看，人均健康教育投入从大到小的排序是东部地区、中部地区和西部地区。从本文的成本-效果分析来看，健康教育投入较多的东部并没有在常见传染病中获得最好的效果。因此，要加强在各个流程和范围的成本控制，提高资源的有效利用率，以进一步提高突发公共事件卫生教育政策的干预效率。

第二，公共卫生健康教育投入应注重资源的区域配置方式，对于不同地区的政策改进应有不同的针对性重点。笔者发现西部地区政策实施效果不佳的主要原因是健康教育的效果不佳。而对于东部地区则参与健康教育积极性和健康教育本身的效果这两种原因均占有重要的位置。因此，对于西部而言，政策改进的重点在于对健康教育进行过程管理、提高资源的利用效率。对于东部地区来说，则应双管齐下，既要提高健康教育资源的利用效率，也应努力提高流动人口参与基层健康教育的积极性。

第三，应优化基层公共卫生健康教育的培训方式。基于培训方式的有效性，报刊、影视等传统媒体的实施效果不如面对面和互联网模式。由此，基层政府应注重改善健康教育培训方式，加强卫生健康领域在社区的人才队伍建设，以更有效地开展健康教育培训，全面提高人们面对突发传染病疫情的应对处理能力。

参 考 文 献

- [1] Aday, L. A., C. Begley, and D. Larison, *Evaluating the Healthcare System: Effectiveness, Efficiency, and Equity* (3rd edition). Health Administration Press, Chicago, 2004.
- [2] Andersen, R., "Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter?", *Journal of Health & Social Behavior*, 1995, 36 (1), 1-10.
- [3] Bien, T., W. R. Miller, and J. Tonigan, "Brief Interventions for Alcohol Problems: A Review", *Addiction*, 1993, 88 (3), 315-336.
- [4] Berkman, N. D., S. L. Sheridan et al., "Low Health Literacy and Health Outcomes: An Updated Systematic Review", *Annals of Internal Medicine*, 2011, 155 (2), 97-107.
- [5] Buxton, M. J., "Economic Evaluation and Decision Making in the UK", *Pharmacoeconomics*, 2006, 24, 1133-1142.
- [6] Card, D., C. Dobkin, and N. Maestas, "The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization and Health: Evidence from Medicare", *American Economic Review*, 2008,

- 98 (5), 2242-2258.
- [7] 陈昊、陈建伟、马超, “助力健康中国: 精准扶贫是否提高了医疗服务利用水平”, 《世界经济》, 2020年第12期, 第76—101页。
- [8] Daniel, F., and C. Chi, “Healthcare Utilization in Ecuador: A Multilevel Analysis of Socio-economic Determinants and Inequality Issues”, *Health Policy and Planning*, 2010, 25 (3), 209-218.
- [9] Epstein, R. M., and R. L. Street, “Patient-Centered Communication in Cancer Care: Promoting Healing and Reducing Suffering”, NIH Publication No. 07-6225. Bethesda, Md.: National Cancer Institute, 2007.
- [10] Fu, M., C. Liu, and M. Yang, “Effects of Public Health Policies on the Health Status and Medical Service Utilization of Chinese Internal Migrants”, *China Economic Review*, 2020, 62, 101464.
- [11] Jütting, J. P., “Do Community-based Health Insurance Schemes Improve Poor People’s Access to Health Care? Evidence from Rural Senegal”, *World Development*, 2003, 32 (2), 273-288.
- [12] Levitt, L., “Why Health Insurance Literacy Matters”, *Journal of the American Medical Association*, 2015, 313 (6), 555-6.
- [13] Li, L., W. Xu., and A. L. Wagner, “Evaluation of Health Education Interventions on Chinese Factory Workers’ Knowledge, Practices, and Behaviors Related to Infectious Disease”, *Journal of Infection and Public Health*, 2019, 12 (1), 70-76.
- [14] 李月娥、卢珊, “医疗卫生领域安德森模型的发展、应用及启示”, 《中国卫生政策研究》, 2017年第10期, 第77—82页。
- [15] Macinko, J., and M. F. Lima-Costa, “Horizontal Equity in Health Care Utilization in Brazil, 1998-2008”, *International Journal of Equity in Health*, June, 2012, 11-33.
- [16] Mulyanto, J., A. Kunst, and D. S. Kringos, “Geographical Inequalities in Healthcare Utilisation and the Contribution of Compositional Factors: A Multilevel Analysis of 497 Districts in Indonesia”, *Health & Place*, 2019, 60 (11), 102236.
- [17] 马超、顾海、宋泽, “补偿原则下的城乡医疗服务利用机会不平等”, 《经济学》(季刊), 2017年第16卷第4期, 第1261—1288页。
- [18] Ogden, J., “Health Care Seeking Behavior in Developing Countries: An Annotated Bibliography and Literature”, *Social Science & Medicine*, 1995, 45 (12), 1901-1902.
- [19] Randolph, W., and K. Viswanath, “Lessons from Mass Media Public Health Campaigns”, *Annual Review of Public Health*, 2004, 25, 419-437.
- [20] 申悦、史玮雯、王虹翔、孙博彦, “医疗设施可达性对患者就医空间的影响研究——基于上海市医院患者调查的实证”, 《城市发展研究》, 2019年第12期, 第46—52+61页。
- [21] Stokols, D., J. G. Grzywacz, and S. McMahan, “Increasing the Health Promotive Capacity of Human Environments”, *American Journal of Health Promotion*, 2003, 18 (1), 4-13.
- [22] Winkleby, M. A., “The Future of Community-Based Cardiovascular Disease Intervention Studies”, *American Journal of Public Health*, 1994, 84, 1369-1372.
- [23] 王俊、昌忠泽、刘宏, “中国居民卫生医疗需求行为研究”, 《经济研究》, 2008第7期, 第105—117页。
- [24] 肖新才、陈纯、李意兰等, “广州亚运会症状监测系统的建立与运行评价”, 《中国预防医学杂志》, 2011年第5期, 第932—936页。
- [25] 解垚, “与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究”, 《经济研究》, 2009年第2期, 第92—

105 页。

[26] 叶初升、倪夏、赵锐，“收入不平等、正向选择与医疗市场中的资源错配”，《管理世界》，2021 年第 5 期，第 113—127+9 页。

[27] 余央央、封进，“家庭照料对老年人医疗服务利用的影响”，《经济学》（季刊），2018 年第 17 卷第 3 期，第 923—948 页。

[28] 周洁、柴彦威，“中国老年人空间行为研究进展”，《地理科学进展》，2013 年第 5 期，第 722—732 页。

[29] Zhang, Y., M. Salm, and S. Arthur, “The Effect of Retirement on Healthcare Utilization: Evidence from China”, *Journal of Health Economics*, 2018, 62, 165-177.

[30] Zhu, L. X., S. C. Ho, and T. K. Wong, “Effectiveness of Health Education Programs on Exercise Behavior Among Patients with Heart Disease: A Systematic Review and Meta-analysis”, *Journal of Evidence-Based Medicine*, 2013, 6 (4), 265-301.

附表 政策前后示范点政策对流动人口健康教育参与和患病就医的影响

	2013 年		2017 年	
	健康教育参与 (1)	患病就医 (2)	健康教育参与 (3)	患病就医 (4)
<i>Treat22</i>	-0.0153 (0.0142)	-0.0245 (0.0234)	0.2007*** (0.0135)	0.0256*** (0.0096)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
R^2	0.05	0.05	0.10	0.10
观测值	177 547	177 547	139 466	139 466

注：表格中报告的为平均边际效应，圆括号内为地区聚类标准误；控制变量包括性别、年龄、婚否、受教育程度、是否就业、户籍类型；患病就医为 0—1 变量，设患病且就医为 1，患病不就医则为 0。

Public Health Education and Medical Seeking Behavior of Infectious Diseases of Internal Migrants in China

CHUNCHAO WANG JINGHUA YIN*

(*Jinan University*)

Abstract We investigate the impact of public health education on the medical seeking behavior of internal migrants, and analyse the cost-effectiveness. We find that: public health education in China significantly promote the medical seeking behavior, but the effects are different for different groups. The effectiveness ranking of education methods is: face-to-face > Internet > newspapers and other traditional media. The most efficient region of public health education is central, followed by eastern and western. Our findings hold that the state has great room for improvement in the regional allocation of resources for public health education and the methods of training.

Keywords public health education, migrant population, medical seeking behavior

JEL Classification H51, I18, J61

* Corresponding Author: Jinghua Yin, 601 Huangpu Avenue West, College of Economics, Jinan University, Guangzhou, Guangdong 510632, China; Tel: 86-20-85220174; E-mail: yinjinghuas@foxmail.com.