

“瘴气”的退却：我国疟疾防治对母婴健康影响的实证研究

林友宏*

摘要 本文利用国家统计局开展的中国第二期深入的生育力调查微观数据，首次系统估计了 20 世纪六七十年代疟疾防治对我国广东省孕妇和婴儿健康的影响。双重差分估计结果显示，相比疟疾低流行地区，疟疾防治使得高流行地区妇女妊娠失败概率和婴儿死亡率出现了更显著下降；并且疟疾防治也更显著地降低了疟疾高流行季节发生妊娠失败的概率。稳健性检验排除了计划生育、“文化大革命”对估计的可能干扰。因此，疟疾防治通过改善母婴健康为我国经济发展创造了良好条件。

关键词 疟疾防治，母婴健康，经济发展

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.03.14

一、引言

在威胁人类健康的各类疾病中，疟疾对经济发展的影响可能最为深远。2015 年，全球约有 32 亿人口受到疟疾的威胁，共有 2.14 亿感染病例报告，43.8 万人因为疟疾而死亡 (WHO, 2015)。Gallup and Sachs (2001) 的研究发现，1995 年疟疾严重流行国家的收入水平仅仅是无疟疾国家收入水平的 33%，而一国的疟疾感染率每下降 10%，其在 1965—1990 年间的年均经济增长率将显著提高 0.3%。而由于婴幼儿时期疟疾暴露对个体健康的负面影响是长期的，因而即便一个国家早已消除疟疾，疟疾对经济发展的负面影响仍可能长期存在 (Venkataramani, 2012; Bleakley, 2010)。

历史上，我国曾是疟疾最为肆虐的地区之一。早至隋代的《诸病源候

* 厦门大学经济学院、厦门大学邹至庄经济研究中心，广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心。通信地址：福建省厦门市思明区厦门大学经济学院，361005；电话：(0592) 2183387；E-mail: lin.youhong@foxmail.com。本文受教育部人文社会科学研究青年基金项目“我国疟疾流行与防治对收入长期影响的机制研究” (18YJC790096) 和广东省基础与应用基础研究基金项目“气象干旱对我国民众健康的影响及机制研究” (2019A1515110853) 资助。感谢三位匿名审稿人以及李楠、陈婷、陈硕、刘愿、刘丛博士的意见和建议，但文责自负。

论》，便有此病的详细记载¹。由于疟疾多发于南方卑湿地区，不了解病因的古人便将其归咎于空气的恶毒（“瘴”）²。而我国疟疾的流行直至20世纪50年代初仍未得到有效遏制。当时，全国有疟疾流行的县（市）占总县（市）数的70%以上，疟疾发病人数曾在1954年达到697万人（发病率为122.9人/万人），并居各种传染病之首；而广东、广西、云南、贵州的疟疾流行最为严重，发病率均超过200人/万人（周祖杰，1991）。

面对疟疾流行危害民众健康的严峻状况，我国政府于20世纪六七十年代开展了大规模的抗疟运动。在缺乏有效抗疟药物的情况下，我国政府通过组建专业防治机构、进行集体治疗和大面积滞留喷洒灭蚊剂等防治措施，有效控制了疟疾的病原和传播媒介，使得疟疾感染率和发病率大幅下降。1979年全国疟疾发病率已降低至25.8人/万人，相比1954年降幅达79%；且防治初期疟疾最为严重的广东、广西和贵州省的发病率皆已降低至10人/万人以下（周祖杰，1991）。数千年来危害民众健康的“瘴气”最终在我国政府和民众的共同抗疟努力下逐渐退却，这无疑是我国疾病防治史上意义重大的事件。

尽管疟疾防治对我国民众健康和经济发展可能具有极为深远的影响，但目前仍未有实证研究予以关注。为此，本文以防治前疟疾严重流行的广东省作为研究区域，采用深入生育力抽样调查微观数据，系统考察了疟疾防治对妇女妊娠健康和婴幼儿健康的影响。采用双重差分模型的回归结果显示：疟疾高流行地区妇女妊娠失败的概率在控制疟疾后相较于低流行地区出现了更大幅度的下降；同时，相比疟疾低流行的上半年，在疟疾高流行的下半年结束妊娠的妇女发生妊娠失败的概率也在控制疟疾后出现了更显著的下降；此外，研究发现疟疾防治显著降低了婴儿死亡的概率，并且男孩受到的影响较女孩更为显著。稳健性检验支持了平行趋势假定，并排除了由于计划生育、“文化大革命”导致估计偏误的可能。异质性分析显示，相比城市居民，控制疟疾对农村地区民众健康的改善效果更为明显。因此，研究结果表明我国20世纪六七十年代对疟疾的有效控制显著改善了母婴健康，从而为此后我国经济发展创造了良好条件。

本研究在如下几个方面做出了重要贡献。首先，尽管中华人民共和国成立后疾病防治对民众健康和经济发展的意义重大，但该领域的研究仍十分匮乏（李楠和卫辛，2017；林友宏，2018；Lin，2020）；而本文首次识别了疟疾防治对母婴健康的影响，为该领域研究的进一步开展奠定了基础。其次，本研究通过对母婴健康的考察，揭示了疟疾长期影响性别差异的可能途径，并以中国的案例丰富了疾病与经济发展的相关文献（Gallup and Sachs，2001；

¹ 《诸病源候论·疟病诸候》记载“此病生于岭南，带山瘴之气，其状发寒热，休作有时，皆由山溪源岭瘴湿毒气故也”。

² 关于古人对疟疾认识的研究，参见陈胜昆（1981）。

Venkataramani, 2012; Bleakley, 2010; Acemoglu and Johnson, 2007; Almond, 2006)。最后，由于婴幼儿健康改善将很可能对人力资本积累和经济发展造成长期影响，本文也丰富了考察经济发展长期决定因子的相关文献（李楠和林友宏，2016；Dell, 2010；Spolaore and Wacziarg, 2013；Acemoglu *et al.*, 2010；Hu *et al.*, 2017)。

本文的组织结构如下：第二部分简要介绍疟疾的致病机理和广东省疟疾的流行与防治情况，第三部分对本研究的实证策略与数据来源进行说明，第四部分汇报疟疾防治对妇女妊娠健康和婴儿健康影响的实证结果，第五部分是本研究的总结。

二、背景

（一）疟疾简介

疟疾是一种由疟蚊传播的寄生虫病。当疟疾的病原体（疟原虫）经疟蚊叮咬感染人体后，被感染者通常在8天至25天后便会出现贫血、发烧、畏寒、呕吐等症状。若未能得到及时治疗，病人可能出现呼吸障碍、昏迷、异常出血、器官病变等重度症状，进而威胁生命（Warrell and Gilles, 2002）。孕妇和婴儿是最易受到疟疾威胁的人群。研究表明，孕妇在感染疟疾后出现严重病情的概率远高于非妊娠期妇女，且面临着更高的流产率、胎儿宫内死亡率、早产率以及低体重新生儿的概率（Monif and Baker, 2008；Steketee *et al.*, 2001）。婴儿则是疟疾致死率最高的人群。一方面，疟疾在妊娠时期对胎儿发育的不利影响将使得婴儿出生后面临更大的死亡风险；另一方面，缺乏免疫力的婴幼儿也更容易受到疟疾的感染，并导致重度贫血、脑型疟疾等严重后果（Warrell, 2002）。在疟疾流行地区，疟疾病死率在1岁以下儿童中为最高，随着年龄增长和免疫力的逐渐获得，发病率和病死率才逐渐下降（Bruce-Chwatt, 1980；Ross *et al.*, 2006)。

（二）广东省疟疾的流行与防治情况

广东省是受疟疾威胁最为严重的省份之一。受亚热带、热带季风气候影响，广东夏季气候炎热多雨，冬季平均气温也在10摄氏度以上，形成了有利于疟蚊繁殖和疟疾传播的环境。根据1953年的疫情报告，广东全省的疟疾发病率高达402.28人/万人，居全国首位；其中，有27个县市的发病率超过500人/万人，9个县市发病率超过1000人/万人。1953年广东省疟疾发病人数占到了急性传染病总数的81.61%，是威胁民众健康的最主要疾病（骆雄才等，2007)。

在防治运动尚未全面开展前，广东省的疟疾流行存在着地理和季节上的

显著差异。由于地形、气候等因素的不同,广东省沿海平原县的疟疾流行程度相对较轻,而山区县疟疾流行则较为严重。从季节上看,由于下半年雨水增多、气温升高,疟疾的发病率也呈现明显的增长态势。疫情报告显示,下半年的发病率约为上半年发病率的两倍(见图1),民众更有可能在下半年受到疟疾感染而发病。

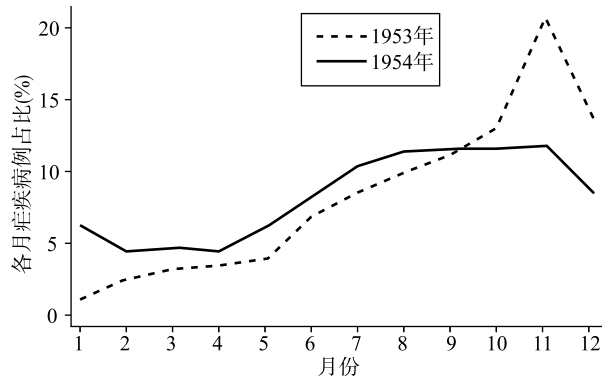


图1 广东疟疾流行的季节特征

资料来源: 骆雄才等(2007)。

中华人民共和国成立初期,疟疾在广东等省份的流行引起了中央政府的重视。1956年中共中央政治局通过《1956年到1967年全国农业发展纲要(草案)》,将消灭疟疾确定为卫生防疫的主要目标。同年,卫生部即制定了《防治疟疾规划》,确立了控制疟疾流行的综合性防治措施。在中央和地方政府的重视下,广东省于20世纪50年代开始了初步的疟疾防治工作。通过疟疾流行病学调查研究、建立机构、培训干部以及重点乡村防治等措施,为广东省疟疾防治的全面开展奠定了基础。60年代,大规模的抗疟运动在广东逐步开展。通过发动群众,组织力量发现和治理了大量的疟疾病人和现症病人,并采取了大面积滞留喷洒灭蚊的措施,阻止疟疾经蚊传播。1960—1969年间,广东共进行低潮期集体治疗585万余人次,室内喷洒DDT或666灭蚊保护1758.37万人。广东省全省发病率也由1963年的36.64人/万人³,下降至1968年的1.01人/万人,疟疾在广东的流行得到有效控制(骆雄才等,2007)。70年代,广东省继续推行综合性疟疾防治工作,保证了疟疾发病率始终维持在3.1人/万人以下的较低水平(见图2)⁴。因此,中华人民共和国成立后疟疾防治工作显著减轻了广东省民众的疾病负担,并可能对孕妇、婴幼儿等疟疾高危人群健康的改善有着重要作用。

³ 1958—1962年间相对较低的发病率可能是由于“大跃进”时期“浮夸风”对疫情统计的影响(骆雄才等,2007)。

⁴ 根据骆雄才等(2007)提供的全省八个地市疫情数据(广州、佛山、惠阳、梅县、汕头、韶关、湛江、肇庆),图中将惠阳、梅县、汕头三地归为粤东;韶关和肇庆两地归为粤北,湛江归为粤西。

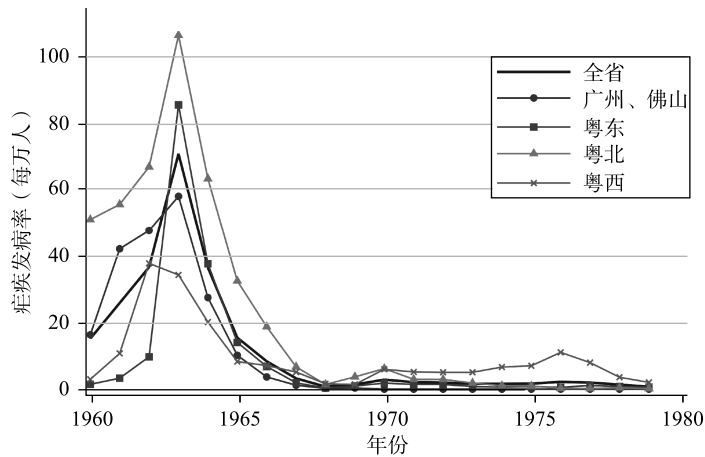


图2 广东疟疾发病率的变化

资料来源：根据骆雄才等（2007）提供的全省和分地区疫情数据绘制。

三、实证策略与数据来源

（一）实证策略

本研究采用双重差分模型对疟疾防治的影响进行估计。为考察疟疾暴露对妊娠妇女和婴儿健康的影响，本研究首先利用不同地区疟疾感染率变化的差异，设定了如下形式的双重差分模型：

$$Y_{ijt} = \beta_1 + \beta_2 Post_t \times Intensity_j + \varphi_j + \lambda_t + \rho X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中，被解释变量 Y_{ijt} 是妇女的妊娠结果（流产或死产=1，活产=0）或婴儿的存活状况（1岁以内死亡=1，存活超过1岁=0），下标 i 、 j 、 t 分别指代个体、地区和妊娠/出生年份。解释变量中， $Post_t$ 为 0—1 变量，当妇女的妊娠年份或婴儿的出生年份在控制疟疾之后，则该变量等于 1； $Intensity_j$ 是 j 地区防治初期的疟疾发病率，用于衡量疟疾防治影响的大小；由于控制疟疾后各地区的疟疾发病率都已接近 0，因此初期疟疾发病率越高，则疟疾防治对当地人群疟疾暴露水平的降低作用也越大。 φ_j 和 λ_t 分别为地区和妊娠/出生年份固定效应。 X_{ijt} 是可能影响母婴健康的一系列控制变量。 ε_{ijt} 为随机扰动项。

模型（1）中交互项（ $Post_t \times Intensity_j$ ）系数 β_2 识别了疟疾防治对妇女妊娠失败概率和婴儿死亡概率的影响。由于控制了时间趋势（ λ_t ）和地区间的固有差异（ φ_j ）， β_2 将识别疟疾高流行地区和低流行地区在控制疟疾前后母婴健康变化的差异。如果疟疾防治能够改善母婴健康，那么疟疾高流行地区妊娠失败概率和婴儿死亡概率将比低流行地区出现更大下降， β_2 的估计值将小于 0。

除了利用疟疾防治在空间上的影响差异构建双重差分模型外，本研究还

根据疟疾流行的季节性差异构建了双重差分模型。由于控制疟疾前广东省下半年的疟疾流行更为严重,因而妊娠妇女在下半年更容易感染疟疾并增加短期内胎儿流产的风险⁵。因此,疟疾防治将更大幅度地降低下半年疟疾感染风险,从而更显著地降低下半年妊娠失败的概率。为验证以上假说,本研究构建了如下的双重差分模型⁶:

$$Y_{ikt} = \beta_1 + \beta_2 Post_t \times Hotmonths_k + m_k + \varphi_j + \lambda_t + \rho X_{ikt} + \varepsilon_{ikt}, \quad (2)$$

$$Y_{ikt} = \beta_1 + \sum_{M=2}^{12} \beta_k Post_t \times I(k=M) + m_k + \varphi_j + \lambda_t + \rho X_{ikt} + \varepsilon_{ikt}. \quad (3)$$

模型(2)中,被解释变量 Y_{ikt} 为妇女的妊娠结果,下标 i 、 k 、 t 分别指代个体、妊娠结束月份和妊娠年份。解释变量 $Hotmonths_k$ 指示妇女妊娠结束的季节是否在下半年(下半年=1), m_k 是妊娠月份的固定效应,其他变量设定与模型(1)一致。如果疟疾防治降低了下半年妇女妊娠失败的概率,则交互项系数 β_2 的估计值将小于0。此外,为考察不同月份妊娠结果的变化,本研究将模型(2)中的 $Hotmonths_k$ 变量替换为月份固定效应构建了模型(3),以进行更细致的估计。模型中,函数 $I(k=M)$ 指示妇女是否在第 M 月结束妊娠。

(二) 数据来源

1. 深入生育力抽样调查

深入生育力抽样调查(第二期)是国家统计局1987年在广东、山东、辽宁等六个省市开展的分层整群随机抽样调查。调查的主要对象为50岁以下已婚妇女,调查内容包括妇女的妊娠历史(包括妊娠次序、妊娠结束年月、妊娠结果等)、活产历史(包括出生次序、出生年月、性别、死亡年月等)以及在避孕、哺乳、生育意愿和家庭背景等方面的情况。广东(不包括当时的海南)的调查样本共包括39个县、8310户家庭、6587名已婚育龄妇女。由于采用严格的随机抽样方法,抽取的样本足以代表广东省的总体人口。在数据质量上,由于借鉴了世界生育调查的问卷设计,并得到国际统计研究中心的合作支持,因而保证了调查数据的可靠性(Zhang, 1990)。

在考察时间范围的选择上,本研究将妇女妊娠年份与婴儿出生年份限定为1963—1975年。上限的选择是为了更好地排除1959—1962年间自然灾害和饥荒对估计的干扰(Chen and Zhou, 2007; Gørgens *et al.*, 2012)。⁷以1975年

⁵ McGready *et al.* (2012)的研究发现感染疟疾的孕妇从接受治疗到发生流产的时间间隔平均在一个月以内。

⁶ 基于疟疾流行季节差异的模型并不适用于对婴儿健康的考察。因为除了疟疾感染对婴儿健康的直接影响外,妊娠时期母亲感染疟疾也会影响婴儿出生后的健康(例如低出生体重),从而降低疟疾流行季节性对婴儿死亡率之间的关联。

⁷ 1959—1961为饥荒最为严重的年份,但广东省部分地区的饥荒可能持续至1962年。例如,据《广东省志·公安志》记载,1962年4月至6月间广东约有11万逃荒者试图逃往香港。

作为下限是因为计划生育政策的执行力度在此后开始加强，并且 70 年代后期农村改革对经济体制带来了极大变化，这些因素可能会对疟疾防治影响的识别造成干扰。

2. 疟疾发病率

防治初期的疟疾发病率采用骆雄才等（2007）提供的 1963 年广东省县级疟疾发病率数据。我们对疟疾发病率取对数以降低疟疾高流行地区疫情报告可能存在的误差。此外，我们发现疟疾发病率与骆雄才等（2007）根据儿童脾肿率高低划分的疟区等级（轻疟区、中疟区、重疟区）存在着显著的正向关系⁸，因而 1963 年的疟疾发病率能够反映防治初期广东省不同地区疟疾流行程度的持久差异。

本研究的另一个核心解释变量是控制疟疾的年份。根据广东全省和各地区疟疾发病率历史数据（图 2），广东各地区的疟疾发病率在 1963 年之后开始逐渐下降，全省发病率在 1968 年达到 1.01 人/万人的低水平，并且在此后未出现明显回升，因而基本控制疟疾的年份应在 60 年代后期。此外，对成人健康有较大危害的恶性疟疾也是在 60 年代末 70 年代初被基本消灭（广东省地方志编纂委员会，2003）。因此，本研究将 1968 年作为基准回归的疟疾控制年份，并用 1967 年和 1969 年作为疟疾控制年份进行稳健性检验。

3. 控制变量

个体层面的控制变量包括妇女生活的地区（乡村、城镇、城市）、妇女受教育年限、妊娠/生育年龄及其平方项、妊娠次序、子女性别、家庭收入等变量。在地区层面，本研究对一系列衡量防治初期当地经济、卫生状况的变量进行控制，包括 1962 年市级的非农人口比例、人均 GDP、人均储蓄和人均卫生技术人员数量。市级数据来自陈坚和卜新民（1999）。表 1 给出了主要变量的统计描述。

表 1 主要变量的统计描述

主要变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
妊娠是否失败（是=1）	8 050	0.114	0.318	0.000	1.000
是否流产（是=1）	8 050	0.107	0.310	0.000	1.000
是否死产（是=1）	8 050	0.007	0.082	0.000	1.000
婴儿是否 1 岁内死亡（是=1）	7 155	0.039	0.193	0.000	1.000
男婴	3 726	0.044	0.205	0.000	1.000
女婴	3 429	0.034	0.180	0.000	1.000
初期发病率（1963 年）	8 050	90.683	107.761	0.500	300.000

⁸ 疟区等级每上升一级，发病率将显著上升 63.98 人/万人。虽然脾肿率较发病率更能反映一个地区的疟疾流行程度，但儿童脾肿率调查仅覆盖了部分县市且调查抽样并非随机，因而不适用于本研究。

(续表)

主要变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
妇女的受教育年限	8 050	4.393	3.634	0.000	16.000
妊娠年龄	8 050	25.877	4.137	13.000	38.000
妊娠次序	8 050	2.711	1.590	1.000	10.000
计划生育流产比例	8 050	0.065	0.131	0.000	0.750
家庭收入 (元)	8 050	2 853.124	2 938.211	0.000	84 000.000
1962 年非农人口比例	8 050	0.195	0.225	0.029	0.801
1962 年人均 GDP (元)	8 050	179.971	70.319	96.000	337.000
1962 年人均储蓄 (元)	8 050	6.640	8.038	0.763	30.528
1962 年人均卫生技术人员数 (每万人)	8 050	19.206	8.398	9.484	43.128

注：进行回归分析时，初期发病率、家庭收入、人均 GDP、人均储蓄和人均卫生技术人员数变量取对数值。

四、实证结果

(一) 疟疾防治与妇女妊娠健康

1. 基于疟疾流行地区差异的估计

本研究首先考察疟疾防治对妇女妊娠健康的影响。表 2 给出了基于疟疾流行地区差异的双重差分模型的估计结果。第 (1) 列首先考察疟疾防治对妊娠健康的影响。回归控制了一系列个体层面变量和地区、妊娠年龄固定效应。估计结果显示，初期发病率与控疟后妊娠（是=1）变量的交互项系数显著为负，表明 60 年代初疟疾高流行地区的妇女妊娠失败概率在控制疟疾后出现了更大程度的下降，因而疟疾防治对妇女的妊娠健康产生了显著的改善作用。而从影响的大小上看，60 年代初的发病率每上升 1%，妇女妊娠失败概率在控制疟疾后平均将下降 0.008 个百分点。由于生育力抽样调查数据是回顾性质的，因疟疾感染而致死的妇女个体将无法得到观测，因而疟疾防治对妇女妊娠健康的改善很可能大于估计值。第 (2) 列额外控制了 60 年代初经济、卫生条件变量与妊娠时期的交互项，初期发病率与妊娠时期的交互项估计系数仍显著为负。由于广东省的计划生育工作在 1969 年后开始全面开展，因而可能会对疟疾防治的影响造成干扰（朱云成，1988）。⁹为排除计划生育政策的干扰，第 (3) 列额外控制了妇女因计划生育而流产的次数占总妊娠次数的比

⁹ 当时计划生育的目标是每个家庭出生子女数量不多于两个，两胎之间须有一定的间隔。计划生育的主要技术方法包括提供避孕套、实施结扎手术和进行人工流产（朱云成，1988）。

例及其与控疟后妊娠（是=1）的交互项¹⁰，以及妊娠时妇女已活产胎儿数变量及其与控疟后妊娠（是=1）交互项。结果显示，新增的计划生育控制变量对妊娠失败有着显著的影响，但初期发病率与控疟后妊娠（是=1）的交互项估计系数仍显著为负，且系数估计值变化不大，表明计划生育政策并不会对估计产生严重干扰。

表 2 疟疾防治与妊娠健康（基于疟疾流行地区差异的估计）

被解释变量：	妊娠失败	妊娠失败	妊娠失败	流产	死产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量：					
初期发病率（log）× 控疟后妊娠（是=1）	-0.008**	-0.010**	-0.009**	-0.010**	0.001
	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.001)
控制变量：					
计划生育流产比例			0.251***	0.269***	-0.018
			(0.046)	(0.051)	(0.019)
计划生育流产比例 × 控疟后妊娠（是=1）			0.267***	0.259***	0.011
			(0.067)	(0.070)	(0.021)
已活产胎儿数			0.009	0.021*	-0.014
			(0.014)	(0.012)	(0.008)
已活产胎儿数 × 控疟后妊娠（是=1）			0.018**	0.014*	0.004
			(0.007)	(0.008)	(0.003)
初始经济、卫生条件变量	未控制	控制	控制	控制	控制
县级固定效应和妊娠年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 050	8 050	8 050	8 050	7 185
R ²	0.102	0.103	0.133	0.143	0.016

注：以上回归都控制了受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、家庭收入、居住地固定效应（农村、城镇、城市）。第（2）列至第（5）列额外控制了以下初始经济、卫生条件变量与控疟后妊娠（是=1）的交互项：非农人口比例、人均 GDP、人均储蓄、人均卫生技术人员数量。括号中汇报的是以县为聚类的稳健标准误统计量（Clustered Standard Error）。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

由于医学研究表明疟疾感染会更显著地增加处于妊娠早期妇女流产的风险（McGready *et al.*，2012），因而表 2 的最后两列分别对根据妊娠持续时间

¹⁰ 深入生育力调查只询问了妇女因计划生育而流产的总次数，但并未调查计划生育是对第几次妊娠实施流产，因而我们无法直接剔除因计划生育而流产的妊娠样本。

划分的两种妊娠失败类型(流产和死产)¹¹进行考察。第(4)列的交互项系数显著为负,表明疟疾防治显著降低了疟疾暴露导致流产的风险。而第(5)列将样本限定为妊娠持续时间大于28周的妇女,以考察疟疾防治对死产的影响。结果中交互项系数并不显著,表明疟疾防治降低死产概率的作用并不明显。所以,疟疾防治对不同类型妊娠失败风险的影响与医学研究相一致。

2. 基于疟疾流行季度差异的估计

以上双重差分模型的估计可能会受到地区疟疾发病率度量误差的影响。而由于广东省疟疾流行有着明显的季度特征(即下半年发病率高于上半年),因而利用疟疾流行季度差异构建的双重差分模型能够从另一角度对疟疾防治的影响进行估计,从而为疟疾防治的重要作用提供更多支撑。表3给出了对疟疾流行季度差异双重差分模型的估计结果。第(1)列以妊娠失败作为被解释变量,并控制了个体层面变量和县区、妊娠年份的固定效应。估计显示,妊娠结束季节(下半年=1)与控疟后妊娠(是=1)的交互项系数显著为负,表明下半年结束妊娠的孕妇发生妊娠失败的概率在控制疟疾后发生了更大幅度的下降。系数估计值显示,疟疾防治使得下半年妊娠失败的概率较上半年额外下降了5.4%。第(2)列额外控制了60年代初经济水平和卫生条件变量与控疟后妊娠(是=1)的交互项,估计结果仍然稳健。第(3)列为排除计划生育的影响额外控制了妇女计划生育流产比例、已活产胎儿数以及它们与控疟后妊娠(是=1)的交互项,结果显示疟疾防治对妊娠健康的改善作用依旧显著。最后两列分别对流产和死产进行考察。与表2的估计结果类似,疟疾防治降低流产概率的作用明显,但对死产概率并无显著降低作用。因而,疟疾防治降低了妊娠妇女在下半年感染疟疾的风险,从而对妊娠健康产生了显著的改善作用。

表3 疟疾防治与妊娠健康(基于疟疾流行季节差异的估计)

被解释变量:	妊娠失败	妊娠失败	妊娠失败	流产	死产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量:					
妊娠结束季节(下半年=1)× 控疟后妊娠(是=1)	-0.054*** (0.013)	-0.053*** (0.013)	-0.049*** (0.014)	-0.053*** (0.013)	0.003 (0.006)
初始经济、卫生条件变量	未控制	控制	控制	控制	控制
计划生育变量	未控制	未控制	控制	控制	控制
妊娠结束月份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

¹¹ 根据世界卫生组织的定义,流产是在妊娠28周内的胚胎死亡或胎儿死亡,而死产则是孕妇妊娠28周后生产但胎儿没有生命迹象的情况。

(续表)

被解释变量：	妊娠失败	妊娠失败	妊娠失败	流产	死产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
样本量	8 050	8 050	8 050	8 050	7 185
R ²	0.116	0.116	0.145	0.155	0.018

注：以上回归都控制了受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、家庭收入、居住地固定效应（农村、城镇、城市）、妊娠年份固定效应、县级固定效应。第（2）列至第（5）列额外控制了初始经济、卫生条件变量与控制后妊娠（是=1）的交互项。第（3）列至第（5）列额外控制了计划生育流产比例、已活产胎儿数及其与控制后妊娠（是=1）的交互项。括号中汇报的是以县为聚类的稳健标准误统计量（Clustered Standard Error）。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

为更细致地考察妊娠妇女不同月份感染疟疾风险变化产生的影响，本研究对不同月份与控制后妊娠（是=1）交互项作为核心解释变量的模型（3）进行了估计。以妊娠失败作为被解释变量，图3汇报了不同月份交互项系数的估计值及其95%的置信区间（一月份为对照组）。交互项系数显示，二月份至六月份妊娠失败概率的变化与一月份较为接近，而下半年多数月份的妊娠失败概率在控制疟疾后较一月份出现了更大幅度的下降。下半年各月中，七月份额外下降的幅度最大，约为14.7%。八月至十一月的系数则较七月略有回升，这可能反映了疟疾感染造成了妇女妊娠月份分布的选择性：由于易受疟疾感染的妇女容易在七月份由于感染疟疾而结束妊娠，因此将使得八至十一月结束妊娠的妇女中包含更多不易感染疟疾的人群。十二月份相比一月份的额外降幅则接近于零，这也与十二月气温的下降和疟疾流行的趋缓相符。因而，通过对不同月份妊娠失败概率变化的考察，本研究进一步揭示了疟疾防治对孕妇妊娠健康影响的季节性特征。

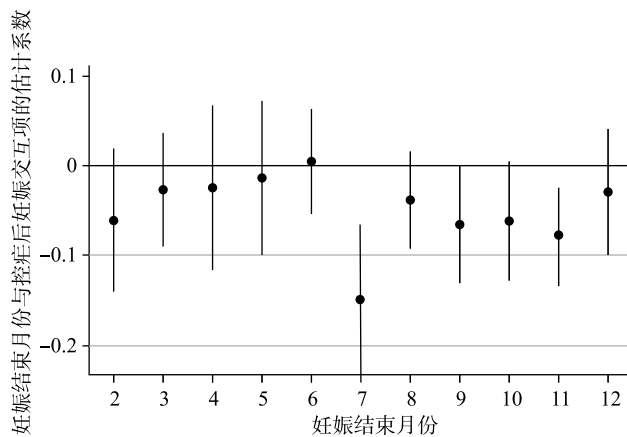


图3 控制疟疾后各月妊娠失败概率的变化情况（以一月为对照组）

（二）疟疾防治与婴儿健康

由于婴幼儿极易受到疟疾的威胁，因此本节进一步考察疟疾防治对改善

婴儿健康的影响。表4给出了估计结果。第(1)列结果显示,初期发病率与控制后出生(是=1)的交互项系数显著为负,表明疟疾高流行地区的婴儿死亡概率在控制疟疾后出现了更大幅度的下降;60年代初的发病率每上升1%,控制疟疾后的婴儿死亡概率将额外下降0.006个百分点。第(2)列、第(3)列控制了初始经济、卫生条件差异和计划生育的影响后,估计系数依旧显著为负。由于疟疾防治对男婴和女婴健康的影响可能存在差异,因而最后两列分男婴和女婴样本进行考察。结果显示,疟疾防治显著降低了男婴的死亡率,但对女婴死亡率的影响较小。现有研究发现婴幼儿疟疾暴露对成年后男性的长期影响较女性显著(Culter *et al.*, 2010; Venkataramani, 2012),因而本研究的发现提供了一个可能的机制:由于感染疟疾后存活的男婴可能受到更严重的健康损害,该影响很可能持续至成年之后,从而造成长期的性别差异。

表4 疟疾防治对婴儿死亡率的影响

被解释变量	婴儿是否1岁内死亡(是=1)				
	全样本 (1)	全样本 (2)	全样本 (3)	男孩 (4)	女孩 (5)
核心解释变量:					
初期发病率(log)×控疟后出生(是=1)	-0.006*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.011*** (0.003)	-0.005 (0.003)
初始经济、卫生条件变量	未控制	控制	控制	控制	控制
计划生育变量	未控制	未控制	控制	控制	控制
县级固定效应、出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 155	7 155	7 155	3 726	3 429
R ²	0.023	0.024	0.026	0.036	0.033

注:以上各列还控制了一系列个体层面变量,包括婴儿性别、母亲受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、产检人员类别固定效应、分娩地点固定效应、协助分娩人员固定效应、家庭收入、居住地固定效应(农村、城镇、城市);第(2)列至第(5)列额外控制了以下初始经济、卫生条件变量与控制后出生(是=1)的交互项,包括非农人口比例、人均GDP、人均储蓄和人均卫生技术人员数量;第(3)列至第(5)列额外控制了已活产胎儿数固定效应、已活产胎儿数固定效应与控制后出生(是=1)的交互项、计划生育流产比例、计划生育流产比例与控制后出生(是=1)的交互项。括号中汇报的是以县为聚类的稳健标准误统计量(Clustered Standard Error)。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 控制疟疾年份的稳健性检验

1. 变系数模型

由于广东省疟疾发病率在1968年前就开始下降,因此以1968年作为处理效应开始的时间点存在着一定的误差。为此,本研究设定了如下模型,以

考察疟疾高流行地区与低流行地区不同年份母婴健康差异的变化趋势：

$$Y_{ijt} = \beta_1 + \beta_t Intensity_j + \varphi_j + \lambda_t + \rho X_{ijt} + \epsilon_{ijt}. \quad (4)$$

以上模型将基准双重差分模型（模型（1）和模型（2））中的交互项替换为具有变系数的初期发病率（ $Intensity_j$ ）变量。随年份而变的系数 β_t 将识别出不同年份高流行地区与低流行地区母婴健康差异较 1963 年时地区差异的变化。由于 1963 年至 60 年代末广东省疟疾得到迅速控制，且高流行地区的发病率下降幅度更大，因而我们预期这一时期的系数 β_t 将呈现下降趋势，即高流行地区母婴健康相比低流行地区出现更大幅度的提升；而 70 年代广东省各地的疟疾发病率已维持在较低水平，因而我们预期这一时期的系数 β_t 将保持相对稳定。同样，将依据妊娠结束季节构建的双重差分模型（2）中的交互项替换为具有变系数的妊娠结束季节（ $Hotmonths_k$ ）变量，则可得到如下考察不同妊娠结束季节妊娠结果差异变化的模型。

$$Y_{ikt} = \beta_1 + \beta_t Hotmonth_k + \varphi_j + \lambda_t + \rho X_{ikt} + \epsilon_{ikt}. \quad (5)$$

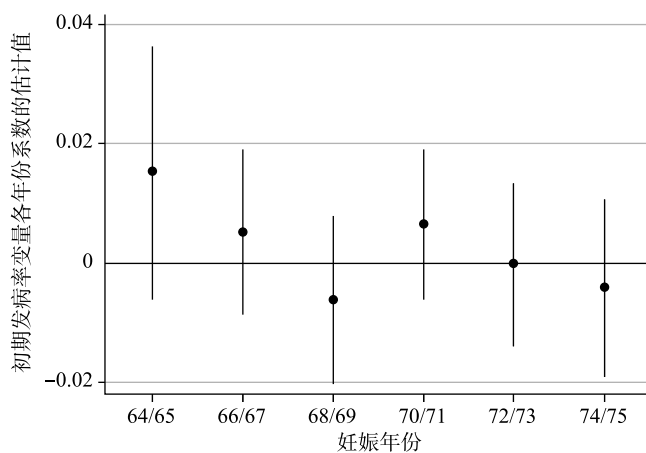
图 4 给出了以上变系数模型的估计结果。1963 年作为基期被固定效应所吸收，因而估计系数始于 1964 年。为更好地显示系数变化趋势，图中给出了每两年的系数估计值。结果显示，各模型的估计系数在 1970 年前呈现下降趋势，在 70 年代维持在较低水平，与预期的系数变化趋势基本相符。图 4B 和图 4C 的估计系数在 1968 年后都显著小于零，反映控制疟疾后高流行地区民众健康较低流行地区发生了更大幅度的改善。图 4A 在 1968 年后的估计系数并不显著，是由于基期样本量较少导致的随机性。当我们将基期替换为 1963—1965 年，那么 1968—1969、1972—1973、1974—1975 年的估计系数将显著小于零。因此，变系数模型肯定了孕妇和婴儿健康改善与疟疾防治成效在时间上的一致性。

2. 疟疾控制时间的其他设定

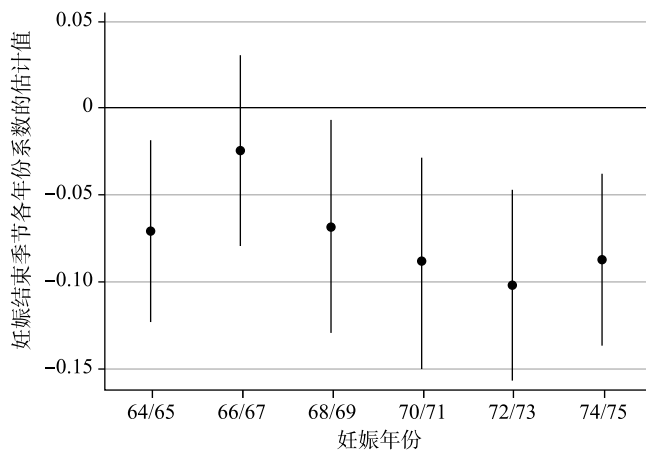
为检验基准回归结果不依赖于控制疟疾年份的特意选择，本研究将控制疟疾年份替换为 1967 年和 1969 年，分别对疟疾防治的影响进行了估计，估计结果依然稳健（见附表 1 面板 A 和 B）¹²。此外，为进一步减轻不同地区控制疟疾进程差异造成的度量误差问题，本研究根据骆雄才等（2007）提供的地市级层面的疟疾发病率数据¹³，将回归方程（1）和（2）中的 $Post$ 变量替换为各地市当年疟疾发病率的下降幅度（1963 年发病率与当年发病率之差除以 1963 年发病率），作为控制疟疾进展更准确的度量指标。采用该方法，我们同样发现疟疾防治对妊娠健康和婴儿健康的显著改善作用（见附表 1 面板 C）。

¹² 由于篇幅所限，本文的附表附于以下网址：<https://www.linyouhong.com/files/malariaappendix.pdf>。

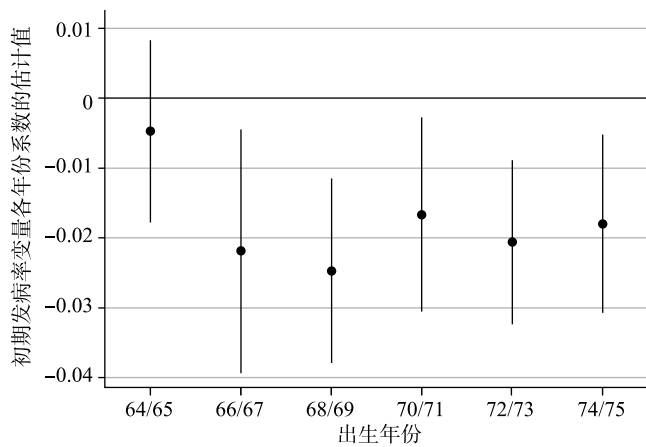
¹³ 之所以采用地市级数据是因为县级数据是不连续的，只包含少数几个年份。地市级数据包含当时广东省所有的八个地市级行政区。广东省 20 世纪 60 年代和 70 年代的行政区划图参见陈潮和陈洪玲（2003）。



A 疟疾高流行与低流行地区妊娠失败概率差异变化



B 上下半年妇女结束妊娠失败概率差异变化



C 疟疾高流行与低流行地区婴儿死亡概率差异变化

图4 对母婴健康改善发生时期的检验

(四) 双重差分模型假定的检验

1. 平行趋势检验

以上双重差分模型估计的有效性依赖于平行趋势的假定。为检验控制疟疾前的平行趋势，本研究采用1956—1962年的样本，并以1959年作为分界划分分前后两个时期。¹⁴表5给出了估计结果。估计结果显示，所有模型的交互项系数都并不显著，表明实验组与对照组的母婴健康在疟疾大规模开展前具有共同的时间趋势。此外，图4也显示在控制疟疾后实验组与对照组具有平行趋势的特征，因为这一时期各地区的疟疾发病率都维持在较低水平。

表5 平行趋势检验

被解释变量：	妊娠失败			婴儿是否1岁内死亡（是=1）	
	全体	全体	全体	男孩	女孩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量：					
初期发病率（log）×1959年后妊娠/出生（是=1）	0.009 (0.013)		-0.022 (0.013)	-0.020 (0.015)	-0.015 (0.034)
妊娠结束季节（下半年=1）×1959年后妊娠（是=1）		0.042 (0.051)			
样本量	661	661	623	331	292
R ²	0.109	0.133	0.093	0.212	0.220

注：第（1）列和第（2）列控制了受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、家庭收入、居住地固定效应（农村、城镇、城市）、初始经济卫生条件变量、计划生育流产比例、已活产胎儿数、县级固定效应和妊娠年份固定效应。第（3）列至第（5）列控制了婴儿性别、母亲受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、产检人员类别固定效应、分娩地点固定效应、协助分娩人员固定效应、家庭收入、居住地固定效应（农村、城镇、城市）、初始经济卫生条件变量、已活产胎儿数固定效应、计划生育流产比例、县级固定效应和出生年份固定效应。括号中汇报的是以县为聚类的稳健标准误统计量（Clustered Standard Error）。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

2. 干扰因素的排除

疟疾高流行地区和低流行地区可能会在医疗条件变化、经济发展和计划生育实施方面存在差异，从而对疟疾防治影响的估计造成干扰。为此，表6对不同地区疟疾控制前后潜在干扰因素的变化进行了估计。前四列利用深入生育力调查微观数据的婴儿样本，分别以孕检人员类型、生产地点类型、接生人员类型和疫苗接种状况作为被解释变量，采用双重差分模型考察高流行

¹⁴ 选择1956年作为时间上限是因为由于调查将样本限定为50岁以下的妇女，20世纪50年代前期生育的妇女样本很少且具有较强的选择性。

地区和低流行地区医疗条件的变化。结果显示,交互项系数都不显著,表明实验组与对照组在控制疟疾前后的医疗条件变化并无显著差异。第(5)列和第(6)列分别以样本县所在市从1962—1975年的农业总产值增长率和人均GDP增长率作为被解释变量,以考察不同地区经济发展的差异。结果显示,解释变量初期发病率的估计系数并不显著,表明这一时期实验组和对照组的经济发展趋势同样不存在显著差异。最后一列考察“文化大革命”是否对实验组和对照组产生了不同影响。本研究利用Walder(2014)收集的“文革”受害人数数据,以样本县“文革”受害人数占总人口比重作为被解释变量进行考察。结果显示,初期发病率变量的估计系数并不显著,因此“文革”动荡程度在高流行地区和低流行地区并无显著差异。

表 6 疟疾高流行地区与低流行地区卫生、经济条件变化趋势

被解释变量:	是否由医务人员 的孕检	是否在医 院、诊所 生产	是否由医 务人员 接生	是否接 种疫苗	农业总产 值增长率 (1962— 1975)	人均 GDP 增长率 (1962— 1975)	“文革”受害 人口占比 (log)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
核心解释变量:							
初期发病率 (log) × 控疟后妊娠 (是=1)	0.001 (0.007)	0.005 (0.006)	0.000 (0.007)	-0.008 (0.006)			
初期发病率 (log)					-0.019 (0.032)	-0.001 (0.028)	0.067 (0.127)
样本量	7 155	7 155	7 155	7 155	25	26	33
R ²	0.264	0.453	0.440	0.215	0.020	0.000	0.010

注:前四列控制变量包括妊娠年龄、妊娠年龄的平方、家庭收入、妊娠次序、婴儿性别、县级固定效应和妊娠年龄固定效应。后三列的回归未控制其他变量。括号中汇报的是稳健标准误统计量,其中前四列以县区为聚类。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

此外,为了进一步消除“文革”和计划生育的可能干扰,本研究从基准回归样本中分别剔除了“文革”受迫害人口最为集中的1968、1970年以及计划生育强度较高的1973—1975年¹⁵,疟疾防治对母婴健康的改善作用仍然显著(附表2面板A和面板B)。同时,为减轻计划生育的干扰,本研究从样本中剔除了曾经因计划生育而流产的妇女,估计结果依然稳健(附表2面板C)。

3. 反事实检验

最后,为更好地检验基于疟疾流行季节差异模型的有效性,本研究利用

¹⁵ 根据Walder(2014)的研究,“文革”受迫害人口主要集中于1968年和1970年。而根据朱云成(1988)提供的统计数据,广东省1972—1975年的计划生育手术人次分别为49.7万、74.3万、114.5万、138.2万人次,1975年为70年代手术人次最高的年份。

深入生育力调查提供的甘肃省微观数据进行反事实检验。之所以选择甘肃省是因为它是调查省份中同一时期疟疾流行最轻的省份，且多数地区属于非疟区，受疟疾防治的影响较小。¹⁶因此，60 年代至 70 年代甘肃省不同季节妇女妊娠结果的差异不应存在与广东省类似的变化。采用基于季节差异的双重差分模型，附表 3 的结果显示甘肃省上、下半年的妊娠结果在 1968 年前后并无显著变化，并且甘肃省气温较高的 4 月至 9 月的妊娠结果变化较其他月份也无显著差异。因而，反事实检验结果进一步肯定了季节差异模型估计的有效性。

(五) 异质性检验

由于医疗条件、疾病环境的差异，因而疟疾防治对城市样本和农村样本的影响可能显著不同。为此，本研究分别对城市、城镇样本和农村样本进行考察。表 7 的面板 A 给出了对城市、城镇样本的估计结果。结果显示，仅有第 (2) 列基于季节差异双重差分模型的估计发现了疟疾防治对妊娠失败显著的降低作用，而基于地区流行差异的双重差分模型则未发现显著的影响。而面板 B 对农村样本的估计结果显示，所有模型交互项的估计系数都显著为负，反映了疟疾防治对农村地区母婴健康的改善作用明显。之所以城市、城镇样本受疟疾防治影响更小，可能是由于城市、城镇地区较好的卫生医疗条件和对疟疾更好的防护。此外，由于发病率数据是按全县或全市范围统计的，这使得对城市、城镇地区流行情况的度量存在较大偏误，也会降低估计系数的显著性。

表 7 疟疾防治对城市与农村居民的影响

面板 A：城市、城镇样本					
被解释变量：	妊娠失败			婴儿是否 1 岁内死亡 (1=是)	
	全体	全体	全体	男孩	女孩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量：					
初期发病率 (log) × 控疟后妊娠/出生 (是=1)	-0.009		0.001	-0.002	0.007
	(0.011)		(0.005)	(0.010)	(0.005)
妊娠结束季节 (下半年=1) × 控疟后妊娠 (是=1)		-0.086**			
		(0.041)			
样本量	1 767	1 767	1 403	744	659
R ²	0.188	0.205	0.059	0.105	0.102

¹⁶ 由于干燥的气候条件，甘肃省的疟疾流行仅局限于陇南河谷地带的小块地区，中华人民共和国成立初期的疟疾发病率仅为 1 人/万人—3.7 人/万人 (汤林华等，2012)。

(续表)

被解释变量:	妊娠失败			婴儿是否 1 岁内死亡 (1=是)	
	全体	全体	全体	男孩	女孩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量:					
初期发病率 (log) × 控疟后妊娠/出生 (是=1)	-0.011*		-0.013***	-0.015***	-0.011**
	(0.007)		(0.004)	(0.005)	(0.005)
妊娠结束季节 (下半年=1) × 控疟后妊娠 (是=1)		-0.036**			
		(0.018)			
样本量	6 283	6 283	5 752	2 982	2 770
R ²	0.100	0.111	0.031	0.042	0.039

注:第(1)列和第(2)列控制了受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、家庭收入、居住地固定效应(农村、城镇、城市)、初始经济卫生条件变量、计划生育流产比例、已活产胎儿数、县级固定效应和妊娠年份固定效应。第(3)列至第(5)列控制了婴儿性别、母亲受教育年限、妊娠年龄、妊娠年龄的平方、妊娠次序、产检人员类别固定效应、分娩地点固定效应、协助分娩人员固定效应、家庭收入、居住地固定效应(农村、城镇、城市)、初始经济卫生条件变量、已活产胎儿数固定效应、计划生育流产比例、县级固定效应和出生年份固定效应。括号中汇报的是以县为聚类的稳健标准误统计量(Clustered Standard Error)。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

五、总 结

数千年来,疟疾这一“瘴气”始终盘亘于我国广大地区,威胁着民众健康和经济发展。而 20 世纪六七十年代我国疟疾防治运动的全面开展有效控制了疟疾流行,使得“瘴气”最终从我国广大地区消散退却。本文利用深入生育力调查微观数据,考察了疟疾防治这一重要历史事件对我国广东省母婴健康的影响。研究发现,疟疾防治显著地降低了妇女妊娠失败的概率,并使得婴儿死亡率显著下降。因此,疟疾防治对我国民众健康的改善产生了重要作用。

本研究的主要贡献在于其首次对我国疟疾防治的健康影响进行了系统估计,揭示了疟疾防治对提升母婴健康的重要作用。广东省的实证结果也为历史上同属疟疾高流行地区的广西、贵州、云南等省提供了参考。由于这些西部省份的经济、卫生条件落后于广东省,且疟疾得到有效控制的时间更晚,因而疟疾对当地民众健康的影响可能较广东省更为严重,疟疾流行可能造成的长期影响也需要得到更多的关注。此外,全球变暖和疟疾耐药性的出现使得包括中国在内的许多地区面临着疟疾再度爆发流行的风险,因而加强卫生防疫工作具有重要意义,政府和民众应对未来可能的疟疾爆发做好充分准备。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., and S. Johnson, “Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 2007, 115 (6), 925-985.
- [2] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. A. Robinson, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *The American Economic Review*, 2010, 91 (5), 1369-1401.
- [3] Almond, D., “Is the 1918 Influenza Pandemic Over? Long-term Effects of in Utero Influenza Exposure in the Post-1940 US Population”, *Journal of Political Economy*, 2006, 114 (4), 672-712.
- [4] Bleakley, H., “Malaria Eradication in the Americas: A Retrospective Analysis of Childhood Exposure”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (2), 1-45.
- [5] Bruce-Chwatt, L. J., *Essential Malariology*. London: William Heinemann Medical Books Ltd., 1980.
- [6] Cutler, D., W. Fung, M. Kremer, M. Singhal, and T. Vogl, “Early-life Malaria Exposure and Adult Outcomes: Evidence from Malaria Eradication in India”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (2), 72-94.
- [7] 陈潮、陈洪玲,《中华人民共和国行政区划沿革地图集 1949—1999》。北京:中国地图出版社,2003年。
- [8] 陈坚、卜新民,《广东五十年 1949—1999》。北京:中国统计出版社,1999年。
- [9] 陈胜昆,《中国疾病史》。台北:自然科学文化事业股份有限公司,1981年。
- [10] Chen, Y. Y., and L. A. Zhou, “The Long-term Health and Economic Consequences of the 1959 - 1961 Famine in China”, *Journal of Health Economics*, 2007, 26 (4), 659-681.
- [11] Dell, M., “The Persistent Effects of Peru’s Mining Mita”, *Econometrica*, 2010, 78 (6), 1863-1903.
- [12] 广东省地方史志编纂委员会编,《广东省志·卫生志》。广州:广东人民出版社,2003年。
- [13] Gallup, J. L., and J. D. Sachs, “The Economic Burden of Malaria”, *The American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 2001, 64 (1 suppl), 85-96.
- [14] Gørgens, T., X. Meng, and R. Vaithianathan, “Stunting and Selection Effects of Famine: A Case Study of the Great Chinese Famine”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (1), 99-111.
- [15] Hu, X. F., G. G. Liu, and M. Fan, “Long-term Effects of Famine on Chronic Diseases: Evidence from China’s Great Leap Forward Famine”, *Health Economics*, 2017, 26 (7), 922-936.
- [16] 李楠、林友宏,“管治方式转变与经济发展——基于清代西南地区‘改土归流’历史经验的考察”,《经济研究》,2016年第7期,第173—188页。
- [17] 李楠、卫辛,“新中国血吸虫病防治对人口增长影响的实证分析(1953—1990)”,《中国经济史研究》,2017年第1期,第84—95页。
- [18] 林友宏,“智慧元素的力量:碘缺乏病防治对我国经济发展的长期影响”,《财经研究》,2018年第4期,第89—101页。
- [19] 骆雄才、黄祺林、李建中,《广东省疟疾流行与控制》。广州:中山大学出版社,2007年。
- [20] Lin, Y. H., “Unleash The Pandora’s Box: Political Turmoil and Malaria Outbreak during China’s Cultural Revolution”, *Australian Economic History Review*, 2020, 60 (2), 220-249.
- [21] McGready, R., et al., “Adverse Effects of Falciparum and Vivax Malaria and the Safety of Antimalarial Treatment in Early Pregnancy: A Population-Based Study”, *Lancet Infectious Disease*, 2012, 12 (5), 388-396.
- [22] Monif, G. R. G., and D. A. Baker, *Infectious Diseases in Obstetrics and Gynecology*. London: Informa Healthcare, 2008.
- [23] Ross, A., N. Maire, L. Molineaux, and T. Smith, “An Epidemiologic Model of Severe Morbidity and Mortality Caused by Plasmodium Falciparum”, *The American Journal of Tropical Medicine*

- and *Hygiene*, 2006, 75 (2 suppl), 63-73.
- [24] Spolaore, E., and R. Wacziarg, "How Deep Are the Roots of Economic Development?", *Journal of Economic Literature*, 2013, 51 (2), 325-369.
- [25] Steketee, R. W., B. L. Nahlen, M. E. Parise, and C. Menendez, "The Burden of Malaria in Pregnancy in Malaria-endemic Areas", *The American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 2001, 64 (1 suppl), 28-35.
- [26] 汤林华、许隆祺、陈颖丹,《中国寄生虫病防治与研究》。北京:北京科学技术出版社,2012年。
- [27] Venkataramani, A. S., "Early Life Exposure to Malaria and Cognition in Adulthood: Evidence From Mexico", *Journal of Health Economics*, 2012, 31 (5), 767-780.
- [28] Walder, A. G., "Rebellion and Repression in China, 1966 - 1971", *Social Science History*, 2014, 38 (3-4), 513-539.
- [29] Warrell, D. A., and H. M. Gilles, *Essential Malariology (No. Ed. 4)*. London: Arnold, 2002.
- [30] World Health Organization, *World Malaria Report 2015*. Geneva: World Health Organization, 2015.
- [31] Zhang, J., "Mortality and Fertility: How Large Is the Direct Child Replacement Effect in China?", *Journal of Population Economics*, 1990, 3 (4), 293-321.
- [32] 周祖杰,《中国疟疾的防治与研究》。北京:人民卫生出版社,1991年。
- [33] 朱云成,《中国人口·广东分册》。北京:中国财政经济出版社,1988年。

The Retreat of the "Miasma" —An Empirical Study on the Effects of China's Malaria Control on Public Health

YOUHONG LIN*
(Xiamen University)

Abstract We study the effects of malaria control on the health of pregnant women and infants in 1960s and 1970s China with the China In-depth Fertility Survey of Guangdong. Using a difference-in-difference model, we find that the probability of pregnant failure and infant mortality in the highly endemic regions decreased more significantly than the low endemic regions because of the malaria control. In addition, the probability for pregnant failure in the highly endemic season also dropped more significantly in this period. Therefore, the control of malaria laid a good foundation for China's economic development by improving public health greatly.

Keywords control of malaria, health of pregnant women and infants, economic development

JEL Classification I18, J13, O15

* Corresponding Author: Youhong Lin, School of Economics & Gregory and Paula Chow Center for Economic Research, Xiamen University, Siming District, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-592-2183387; E-mail: lin.youhong@foxmail.com.