

新中国农村合作医疗参合率变迁研究*

——基于中央层面 316 份合作医疗政策文件的计量探索

尚虎平¹ 黄六招²

摘要：本文基于新中国 70 年来中央层面 316 份合作医疗政策文本，借助政策文本计量法探讨了不同时期政策设计本身的工具性品质如何影响农村合作医疗参合率的变迁。研究表明：政策数量、政策力度均可以显著提升参合率；在计划经济体制下运用“供给型工具”可以显著提升参合率，而在市场经济体制下“环境型工具”更为有效；短期性、动员式的“供给-需求型”工具协同更多被运用于传统合作医疗时期以提升农民参合率，而在新农合时期，长期性、统筹性导向的“供给-环境型”工具协同有助于扩大合作医疗覆盖范围；在整个时期，组织间协同都可以有效提升农民的参合率。考虑到政策设计的诸般促进作用，未来在城乡居民医保一体化加速推进过程中，要充分保障农民基本医保权利，不仅应注重不同政策工具、组织间的协同配合，还要从“供给-环境型”工具协同入手，改善不利于均等化推进的“营商环境”。

关键词：新中国 70 年 农村合作医疗 政策工具 政策绩效 参合率

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

虽然新中国 70 年来农村合作医疗政策一直在不断变迁与演进，且每一阶段的政策目标并非完全一致，但其精神实质并无根本区别，其自始至终都立足于实现“人人看得起病”的社会主义普惠医疗宗旨。就此而言，理解新中国农村合作医疗的成绩，就必须把握它“减轻农民看病负担”的政策初衷。凡是体现了“人人看得起病”“减轻了农民看病负担”的指标数据都可以作为该项政策绩效的参照物，比如“农民人均医保支出占生活消费支出比例”“农民人均医疗保健支出”等指标就可以衡量合作医疗政策的真实绩效。考虑到数据的针对性、数据的可得性以及政策长期演变的效果等因素，“参合率”是目前能够获得可靠数据，且能够反映新中国 70 年来农村合作医疗政策绩效演变的代表性指标，甚至

*本研究获得教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“基本公共服务均等化实施效度和实现程度研究”（编号：18JZD047）和教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“政府向社会组织购买服务模式创新研究”（编号：17JZD029）的资助。感谢匿名评审专家对本文提出的修改意见，文责自负。本文通讯作者：黄六招。

在某种程度上是唯一有效的（有可靠数据支撑的）指标。

历年实践表明，农村合作医疗的参合率变迁与中央层面的政策力度与政策结构直接相关，每一次农村合作医疗参合率大幅度提升，均离不开中央政策共同体的强力推动（葛延风、贡森，2007；Li et al., 2015）。故而，本文关注的主要问题在于：不同时期中央层面合作医疗政策设计中工具的结构与组合是如何影响农村合作医疗参合率的变迁？进而言之，更为具体的问题是：第一，在不同时期，来自中央层面政策存量（数量多寡、力度强弱）是否会影响农村合作医疗参合率？第二，不同类型的政策工具如何影响农村合作医疗的参合率？何种政策工具更有助于达成预期的政策目标，抑或为何当期的政策工具偏离了预期的政策目标？第三，不同类型的政策协同如何影响农村合作医疗参合率，何种类型的政策协同更有助于达成预期政策目标？为了廓清这些问题，本文以政策文本计量的方式对新中国70年来中央层面316份合作医疗政策进行了实证分析，以便从政策历史中追踪政策设计演变的规律，并在这种规律的基础上为新时代中国城乡居民医保制度的完善与进步找到科学、合用的办法。

二、文献回顾

从2003年中国启动“新农合”以来，合作医疗一直是国内社会科学研究的热点议题，大量研究聚焦于找寻中国农村合作医疗政策变迁的内在逻辑，探寻从“传统农合”到“新农合”变迁中存在着何种国家治理现代化的“密码”。需要强调的是，本文并非从微观个体出发探讨影响农民参加合作医疗的各类因素与变量，而是旨在透过不同时期政策设计本身的工具性品质探究其对政策绩效的影响。“参合率”作为反映农村合作医疗政策绩效的代表性指标，是不同时期合作医疗政策变迁的直接结果，因而通过检验究竟何种政策工具在政策变迁过程中影响并塑造了它，便能够管窥出农村合作医疗政策绩效的影响因素。从已有文献来看，国内对合作医疗政策变迁的探索主要从历史制度主义、国家建设、博弈论、政策文本内容分析等四个方面展开。

第一，历史制度主义的视角。基于“人们过去做出的选择会决定其目前与未来的选择”的分析思路，该视角认为，农村合作医疗的政策变迁效果并非一蹴而就，它受到当时政治、经济、社会等宏观环境的塑造，不同的利益主体在有限理性约束下会沿着旧有政策路径，同时吸收一些新的经验进行渐进式政策变迁（张自宽，2010；任雪娇，2019）。从政策变迁的继起性来看，新中国70年来合作医疗政策变迁的轨迹经历了新中国建立初期合作社背景下社内农民互助医疗、人民公社时期集体经济体制下集体福利保健、改革开放初期市场经济体制下农民重返自费医疗、市场经济新时期下的新型农村合作医疗，到新时代城乡居民基本医疗保障的演进，其整体上呈现出了由诱致性制度变迁转向强制性制度变迁，继而转为二者兼有的整合型变迁规律（孙淑云、任雪娇，2018；蔡滨等，2017；高新宇，2019）。在历史制度主义的分析视野下，中国农村合作医疗政策的形成、发展、衰落、复兴以及整合均源于宏观环境（经济体制、社会结构以及政治环境）对不同主体（政府、农民、医疗服务机构）行为的塑造，是一种“环境-行为”协同耦合演进的过程，因而参合率的变迁与特定时期的宏观环境的变化密切相关。

第二，国家建设取向转变的视角。一方面，由于国家建设取向会直接塑造政府决策行为，特别是特定时期党政领导者对于合作医疗的政策设计，本质上是为了国家建设目标所作出的主动选择（张海

柱, 2015)。自新中国成立以来国家建设取向经历了从国家主义、发展主义到科学发展观的转换, 合作医疗政策定位也相应经历了从社会主义“人民福利”“营利性”政策到“国民福利”的转变, 这些变化无一不体现了对当时宏观政治经济体制的“反馈”与回应(岳经纶、方珂, 2019)。另一方面, 也有研究认为, 合作医疗作为社会政策体系的组成部分, 它很大程度上与当时国家所倡导的社会政策理念密切相关。从20世纪50年代至90年代, 社会政策遵循了从“平均主义”到“发展主义”的演变逻辑, 这就催生了人民公社体制下的集体福利制度, 以及市场经济体制下自费保险的无保障状态(郁建兴、何子英, 2010), 这种“无保障”状态的根源在于“发展主义”理念盛行。持有新自由主义倾向的发展主义秉持着“下溢假设”: 经济发展是社会进步的先决条件, 只要经济持续增长, 所有的社会问题和矛盾均将迎刃而解(王绍光, 2008a)。在“发展主义”下, 中国农村合作医疗陷入了“碎片式发展”的窘境, 以致出现了基本医保制度只给予“具备支付能力”的人群, 使得合作医疗政策出现了逐利倾向, 显然会将大批经济困难、“支付能力”欠缺的农民排除在外(赵力涛, 2015; 郑永年, 2014), 这也导致了20世纪90年代至21世纪初农村合作医疗参合率的“断崖式”下跌。就此而言, 国家建设取向也会塑造不同的合作医疗政策发展方式, 进而直接影响农村合作医疗参合率的变迁。

第三, 博弈论视角。博弈论视角着眼于权利的博弈分析, 在它看来, 社会保障直接对应和满足的是公民的社会权利诉求, 合作医疗制度历经了“普享社会权利”“削弱社会权利”以及“重赋社会权利”几个阶段, 相应形成了社会权利“均等型”“分层型”和“差序型”发展模式(岳经纶、程璆, 2020)。之所以新农合政策能够得到推动和欢迎, 根本上源于政府、农民和医疗服务机构三方进化博弈的结果(汪国华, 2011; 王波, 2016), 是作为博弈主体的政府理念从发展主义向服务型政府转变的结晶(刘凯, 2018)。在权利博弈视角下, “新农合”实际上是多方博弈后形成的均衡结果(张英洪, 2014)。

第四, 政策文本的内容分析视角。政策文本的分析视角力图从政策文本的文字内容出发, 通过关键字、关键词提取与定类计量的模式, 来探究中国医疗政策变迁结构与绩效。熊焱(2016)对1978至2015年间75项医疗卫生政策文本做了较大规模的内容分析, 发现在医改政策推进中, 强制性工具的使用频率和响应次数远高于自愿性和混合型政策工具。高春亮等(2009)从医疗制度变迁的文本出发, 按照激励机制的转换特征, 将医保制度变迁分为公费医疗、市场化导向和市场失范3个阶段。曹琦、崔兆涵(2018)的分析结果则显示, 中国卫生政策在历经“福利化、市场化、民生化、系统化”几个阶段后进入了“健康中国战略”的新范式阶段。吴文强、郭施宏(2018)的政策文本分析结论与曹琦、崔兆涵的发现稍有差异, 他们认为, 价值共识水平和政府现状偏好推动了卫生政策从“政策更替、政策替代、政策维持”向“政策叠加”的范式变迁。

综合来看, 这四种视角主要以东方研究特有的“整体主义”作为方法论基础, 它们一般都将“合作医疗政策变迁”作为一个整体性甚至有些模糊的被解释变量来使用, 很少考虑它作为被解释变量时应有的内容与结构细分。在这种方法论之下, 它们所探讨的合作医疗政策变迁绩效, 往往也是一种模糊的存在, 比如“历史制度主义”视角所强调的“(合作医疗政策)会沿着旧有政策路径, 同时吸收一些新的经验进行渐进式政策变迁”, 其实是一种模糊的政策变迁绩效——在原有结果基础上逐渐改善。在模糊的整体主义方法论之下, 这些研究虽然看似未明确探究合作医疗政策变迁绩效结果, 或者也未

明确探究政策变迁的影响因素，但实际上却以整体性、宏观性视角提供了一些解释，比如“国家建设”视角提出，“（合作医疗政策）将‘支付能力’欠缺的农民排除在外”，这一方面提示了政策变迁绩效并不完美，另一方面提示了这种绩效受“支付能力”因素的影响。整体主义视角对于从宏观上、整体上理解与认知合作医疗政策变迁具有重要的价值，但它们却很难深入政策设计过程，以较为清晰的计量思维从不同时期政策设计本身出发，来实证探讨政策的工具性品质是如何影响其政策变迁的绩效的。要补充这种缺憾，本研究认为，需从中央层面决策共同体出发，探求顶层政策设计者们的主观选择是如何影响农村合作医疗的“一波多折”。正如学者葛延风、贡森（2007）所言，“之所以合作医疗能够迅速普及、解体、恢复、重建，尽管从意识形态问题、经济体制变化可以部分解释合作医疗变迁的内在逻辑，但事实上最为根本的原因就是政府支持”，而政府支持很大程度上源于中央领导者及其政策共同体的权威性决定，这些权威性决策的载体主要是与合作医疗相关的一系列政策文本。通过对这些政策文本的定量处理，以政策文本计量的方式，跨越宏观决策与微观政策变量之间的鸿沟，可以较为精确地澄清政策设计、政策工具、政策效果之间的影响关系。正是基于这种判断，本文拟从新中国出台的中央层面的政策文本出发，检验历年合作医疗政策设计中工具的结构与组合之间如何影响农村合作医疗参合率的变迁，探索政策演变规律，以期对未来设计更佳的政策、获得更优的政策效果打下基础。

三、数据来源与研究设计

（一）新中国各个历史时期农村合作医疗政策文本数据来源

新中国 70 年政策文本数据的获得有着天然的难度，因为受时代技术的限制，改革开放前政策文印水平、政府痕迹管理规范化水平都有所欠缺，这使得政策文本获得要么受制于未保留痕迹（存档），要么受制于政策文本本身的缺失（往往以中央领导人的讲话精神、指示作为政策文本），故而笔者在收集改革开放前的政策文本时根据实际情况，若有痕迹则以痕迹为准，若无痕迹（文本本身缺失）则以领导人讲话精神文本（一般发表于国家权威媒体）为准。改革开放之后政策文本的获得要容易很多，但也存在着缺失情况，针对缺失笔者也采用了与改革前政策类似的处理模式。在这些思路下，本文主要搜寻了《人民日报图文数据库》、北大法宝数据库以及历年《中国统计年鉴》。其中，《人民日报》主要作为 1978 年之前政策文本的数据源，这源于 1949 至 1977 年间可供查证的涉及合作医疗的政策文件少之又少，但《人民日报》却刊载了大量具有政策功能的国家领导人讲话、指示，或者根据它们撰写的执行说明与指南（比如社论）（王路昊、王程韡，2014）。

在具体操作中，笔者从 1949~1977 年的共 564 份农村医疗保障政策中精选出了相关性最强的 175 份文本，其中 9 个为中央及各部委的政策，其他 166 个文件均为发布于《人民日报》重要版面的文本；1978~2017 年中央共出台了 141 份与合作医疗直接相关的政策文本，笔者将这些作为改革后政策文本的数据源。通过这样的操作，共获得了 316 份政策文本，它们是本研究后续计量分析的数据源。

（二）新中国合作医疗政策文本统计的变量识别

1. 因变量。本研究的目标是廓清不同时期中央层面合作医疗政策设计中工具的结构与组合对参合率的影响，故而“参合率”便是本研究的因变量。就绝对意义而言，“参合率”指的是合作医疗政策所

覆盖的人口数量，反映的是政策覆盖人口占全部人口的比重（李华，2011）。为了更好地展现合作医疗政策的“增量绩效”，体现公共政策不断促进群众福利改善的趋势，在计量过程中，本文将“参合率”通过科学方式转化为了“参与合作医疗的连续增长率”，即农村合作医疗参合率（*RMPR*）^①。经过操作化之后，“参合率”成为一个相对比率，能够更好地考察政策设计的边际效应。历年农村合作医疗“参合率”数据分散在各类统计年鉴与科研资料中，本文将其总计成为图1的数据，它展示了从1958~2017年农村合作医疗的参合率情况，整体上呈现“马鞍形”曲线模式，其数值忽高忽低无疑反映了合作医疗政策设计的复杂性，也侧面证明了本文对其进行计量研究的必要性：洞察复杂性背后的规律性。

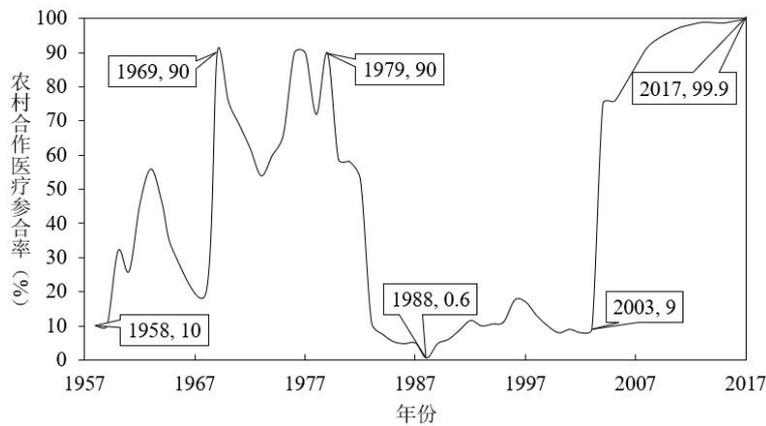


图1 1958~2017年农村合作医疗参合率

注：1993~2017年数字来自《中国卫生统计年鉴（1983~2018，历年，中华人民共和国卫生部编，中国协和医科大学出版社出版）》；1958~1992年数据来自周寿祺等（1994）；其他数据相互求证来自于王绍光（2008b）、张自宽（2010）。

2. 自变量。一般而言，一项完整的政策设计由政策主体、政策工具、政策目标构成，同时，政策设计具有多维特征，往往需要多项政策协同作用才能达到预期的政策目标，故而政策文本分析必须体现多维化特征（Peters，2018）。鉴于此，笔者从特定时间段内的多项政策所构成的“政策群”入手。具体在对“政策群”的处理中，本文进一步将其解构为政策存量、政策工具和政策主体三个可操作性因子，这就能够较好地体现政策协同对农村合作医疗参合率的影响（见图2）。

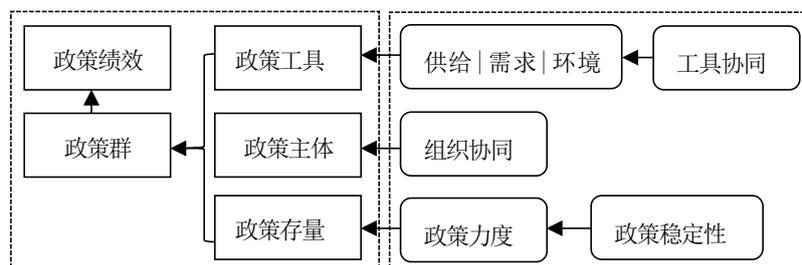


图2 本研究的分析框架

^①由于1958~2017年农村合作医疗参合率存在显著的波动，如果仅仅计算平均增长率就会出现波动，由此使用公式计算“参合率”的连续增长率： $Y = (\ln RMPR_t - \ln RMPR_{t-1}) \times 100$ 。

就此而言，影响农村合作医疗参合率的自变量就可以细化为政策存量（以政策数量、政策效力、政策力度、政策稳定性来测量）、政策工具（以供给、需求、环境型工具来测量）、政策协同（以工具协同和组织协同来测量）三个维度，其中政策工具与政策协同是本文重点考察的维度。

(1) 政策存量。政策存量指的是各年实际发挥作用的政策数量及其累积的政策作用力。从完整意义上看，政策存量既涉及宏观总量，也涉及微观结构。在宏观总量上，政策数量反映的是一段时间内累计有效的政策文本数量。从微观结构而言，需要廓清各项政策累积产生的作用力，这要从“政策效力”“政策力度”“政策稳定性”入手来测量，其中，政策效力旨在测量政策文本的法律效力等级，政策力度着眼于政策工具的整体力度与强度，政策稳定性更多强调一项政策设计的存续周期和有效期，强调若无特殊原因政策不会出现颠覆性调整甚至被废弃，若确需调整则必须保证政策的连续性和继承性。最终，本文通过政策数量、政策效力、政策力度、政策稳定性四个指标来度量“政策存量”。

第一，在对政策数量的具体计量中，1978年之前按照《人民日报》刊载的有关农村合作医疗的重要报道的篇数（多数为《人民日报》组织的“关于合作医疗制度的讨论”的政策性专栏文章），1978年之后（含1978）使用中共中央、国务院及其各部委颁布的规章与政策文件条数。第二，每一项政策均有效力等级（政策效力）的差异，从这种效力层次差异可以辨别不同政策之间的适用范围以及可传达、可落地的范围与层次。本文将政策文件与《人民日报》的文本分别进行1~5的赋值，得分越高表明政策效力等级越高，如表1所示。第三，对政策力度的计算按照表1的政策量化标准，在计算出每条政策文本的政策效力、政策工具等变量的得分之后，再计算政策总体力度的年度值。具体公式如下：

$$TPG_t = \sum_{i=1}^N PG_i \times P_i \quad t \in [1958, 2017] \quad (1)$$

(1) 式中， PG_i 代表政策工具方面的得分， P_i 为政策效力， TPG_t 代表年度政策力度方面的整体状况， i 表示第 t 年颁布的某项合作医疗政策， N 表示第 t 年颁布的政策总数。

第四，对政策稳定性的测量按照这样的原则展开：若当年该政策已失效，政策稳定性周期等于失效年 T_i 与实施年 t_x 之差比当年政策持续周期 M_{i-1} 的均值；若政策现行有效，则等于2017（即 T_i 替换成2017）与实施年之差比当年持续周期均值，然后加权平均得出政策稳定性的年度值。需要强调的是，由于《人民日报》刊载的关于合作医疗的报道篇数无法准确地判定其有效期限，为了保证估算的科学性，本文对政策稳定性计算仅限于1978年开始实施的政策文本。

$$POS_i = \frac{(T_i - t_x)}{M_{i-1}} \quad t \in [1978, 2017] \quad (2)$$

(2)政策工具。政策工具是为了解决某一社会问题或达成一定政策目标而采用的具体手段和方式。它是政府目标与结果之间的桥梁，其宗旨在于通过特定的途径和方式组合促进政策目标的实现，从而提高政策执行的力度。Rothwell、Zegveld（1984）将政策工具从主客体出发划分为供给型、需求型和环境型三类，本文也借用了这种思路，从供给、需求、环境三种类型来考察政策工具变量。具体而言，供给型政策工具主要是对人才、信息、技术和资金方面的直接支援，其目标在于改善合作医疗政策执

行要素的供给；需求型政策工具侧重于创造需求，以推动农民自愿参合的积极性为目标；环境型政策工具则是以间接激励的策略为合作医疗政策实施提供有利的外部环境。

在具体计量政策工具的过程中，第一，笔者对 316 份合作医疗政策文本进行了逐字逐句的审读，从供给、需求、环境三个层面总结概括了合作医疗政策设计中所有类型的政策工具，其中，按照既有研究的指标分类以及合作医疗政策的特殊性，对供给型工具通过教育培训、信息建设、基础设施、辅助服务、财政援助 5 个指标来测量；对需求型工具通过补偿标准、政府购买、就医结算、统筹层次、示范引导 5 个指标来测算；对环境型工具通过发展规划、技术标准、医疗监管、配套政策、政策宣传 5 个指标来测算，具体如表 1 所示。第二，在确定了三种政策工具的二级指标之后，就可以对不同指标在每一项政策文本中所展现的政策力度进行判定，笔者按照“态度明确程度、规定详细程度、力度强弱程度、范围覆盖程度、顺序优先程度”等维度或要素方面的强弱递减情况赋予 5~1 的值。第三，为了确保政策工具体量化的客观性，笔者专门邀请了课题组 5 位研究人员（均为政策绩效评估领域的知名青年学人），按照表 1 的量化标准，各自独立对 316 份政策文本利用质性分析软件 Nvivo12.0 进行赋值，在所有研究者均完成政策工具的赋值之后，笔者在每个政策文本上选取了 5 位研究人员测度的平均数值。

表 1 政策工具的量化标准

变量	测量指标	测量方法
供给型工具	教育培训	按照政策中对基层医疗服务队伍（赤脚/乡村医生/卫生管理人员）的职业培训、终身教育、福利保障、考核管理、财政补助等支持性要素，在态度上明确程度、规定上详细程度、力度上强弱程度、范围上覆盖程度、顺序上优先程度等 5 个维度的强弱递减情况，赋值 5~1
	信息建设	按照政策中对合作医疗的信息平台、数据库平台、网络服务、数据交换、平台联通等要素，在态度上明确程度、规定上详细程度、力度上强弱程度、范围上覆盖程度、顺序上优先程度 5 个维度的强弱递减情况，赋予 5~1 的值
	基础设施	按照政策中对农村医疗卫生服务体系（县-乡-村）的软硬件建设、机构建设等方面的完善程度，赋予 5~1 的值
	辅助服务	按照政策中为保障合作医疗制度实施进行医疗支付方式（按病种、人头、床日等）、医疗服务方式（分级诊疗、基层首诊制度等）、医疗管理经办机构（机构、流程、服务）等方面改革的规范程度，赋予 5~1 的值
	财政援助	按照政策中要求各级财政对参合的农民、定点合作医疗机构、医疗经办机构及其相关人员给予直接投入资金、发放资金补贴、提供建设经费等形式的财政支持措施完善程度，赋予 5~1 的值。需要说明的是，本来对此可以直接采用财政支持的具体金额作为测量数据，若如此则是一种连续变量，但从政策文本内容来看，不同阶段的政策规定异质性过大，2002 年前的政策往往只规定“要适当补偿”，直到 2003 年才开始有明确标准，为了能够使不同阶段统一打分，笔者既考虑了政策措施的完善度，也兼顾了财政支持金额强度，两相结合赋值
需求型工具	补偿标准	与“财政援助”类似，此处按照政策中提高参合农民的实际费用报销比例，对贫困户、残疾人等特殊人群以及贫困地区给予部分或全额援助措施的完善程度，赋予 5~1 的值。与“财政援助”类似，由于不同阶段的政策规定异质性过大，2002 年前的政策往往缺乏明确标准，2003 年后才开始有明确标准，为了能够使不同阶段统一打分，我们既考虑了补偿标准的完善度，也兼顾了补偿金额的强度，两相结合赋值

(续表 1)

需求型工具	政府购买	按照政策中将农村医疗管理经办服务委托给有资质商业保险机构、农村医疗机构药品集中采购(执行采购目录)等完善程度,保证农村医疗机构服务水平与农村药品供应网络体系稳定性与安全性的程度,赋予5~1的值
	就医结算	按照政策中对就医结报、转移结算、异地报销等要素的完善程度,赋予5~1的值
	统筹层次	按照政策中对在基金管理、信息系统、补偿方案、筹资水平、组织机构、经办流程等方面进行统筹的流程规范程度结合统筹范围的广度,赋予5~1的值
	示范引导	按照政策中对实施合作医疗相关政策的先行试点地区和个人(赤脚/乡村医生)的做法予以表彰认可的规定(通过这种以点带面、以表扬先进方式带动社会力量参与、引导农民参合)以及要求执行合作医疗各类具体政策的实施采取先试点再推广(而非强制推行)的方针、措施、步骤等方面的完善程度,赋予5~1值
环境型工具	发展规划	按照政策中对农村合作医疗制度实施的发展方向、总体目标、实施步骤、战略意义等要素规定的完善程度,赋予5~1值
	技术标准	按照政策中对覆盖范围(目录)、筹资政策、保障待遇、定点管理、基金管理等制度化要素设置的完善程度,赋予5~1值
	医疗监管	按照政策中对合作医疗服务活动、医保经办活动、医疗基金等实施监管、加强制度创设等要素设置的完善程度,赋予5~1值
	配套政策	按照政策中对配套政策要求从法律、政策、计划、实施步骤到预期结果等要素规定的完善程度,赋予5~1值
	政策宣传	按照政策中对落实政策的具体计划、时间安排、正反典型、传达范围、宣讲形式等要素规定的完善程度,赋予5~1值

注:具体赋值标准为:1-表示以上所述支持要素均无明确规定与措施;2-以上所述支持要素较少有明确规定与措施;3-以上所述支持要素有一些比较明确的规定与措施;4-以上所述支持要素有较多比较明确的规定与措施;5-以上所述支持要素均有非常明确的规定与措施。

(3) 政策协同。政策协同指的是在政策活动中需要不同政府部门、不同政策工具之间协同配合,以使得政策效能最大化(Hughes et al., 2013)。一般而言,“政策协同”首先需要不同部门之间规制相同或者类似对象的政策之间协同一致,不能出现部门“政策打架”现象。“政策打架”还表现为政策工具的冲突问题,故而也需要工具之间的协调一致(尚虎平、韩清颖, 2019)。在这种情况下,测量政策协同就需要两个指标,一个用来考察部门之间的协同,一个用来测量政策工具之间的协同,本文以组织协同与工具协同两个指标来实现此目标。按照政策工具由供给型、需求型、环境型三种工具构成的划分视角,工具协同更多强调在组织协同之上能够在政策实施的具体手段与措施上实现多种组合,这表现为供给型与需求型工具的协同(供给-需求协同)、供给型与环境型工具的协同(供给-环境协同)、需求型与环境型工具的协同(需求-环境协同)三种工具组合。

第一,为了考察不同部门出台的政策之间的协同状况,本文利用公式(3)获得年度联合颁布政策的力度,此即组织协同的整体力度数值。其中, UPO_i 表示第*i*项政策所涉及的联合机构数量(如果该项政策为单独颁布,则赋值为0), P_i 为政策效力, UPY_i 则为组织协同的年度整体状况。

$$UPY_i = \sum_{i=1}^N UPO_i \times P_i \quad i \in [1978, 2017] \quad (3)$$

第二，为了探究政策工具间的协同性，本文利用公式（4）计算供给型、需求型与环境型之间工具协同的整体得分。其中， M_t 为年度政策工具协同的整体状况， M_{ik} 与 M_{il} 表示第 t 年颁布的政策中对第 k 和第 l 项政策工具的值， P_i 为每条政策的效力值， N_t 表示第 t 年政策数量， MSD_t 测量的是第 t 年各项政策在供给型工具与需求型工具方面的平均协同度，以此类推便可分别求得供给型与环境型政策工具的平均协同度（ MSE_t ）、需求型与环境型政策工具的协同度（ MDE_t ）。

$$M_t = \frac{\sum_{i=1}^N M_{ik} \times M_{il} \times P_i}{N_t} \quad t \in [1958, 2017] \quad (4)$$

3.控制变量。实际上，参合率的增长也受到一些其他因素的间接影响，这些因素本文通过设置控制变量来解决，这些因素主要是农村居民人均纯收入、农村居民人均卫生费用、每千农村居民拥有赤脚/乡村医生的数量三项。之所以这样处理，是考虑到合作医疗均大体上遵循了农民“自愿参合”的社会主义福利“自由意志”原则。在这种非强制的自由意志下，要使得农民持续性自愿参合，首先就需要农民具有较好的收入条件，群众收入持续走高，他们就可能会持续参加合作医疗（许朗、吕兵，2010）。农民持续参加合作医疗，还取决于合作医疗定点医疗机构（县乡村三级医疗体系）能够不断满足群众需求，这就需要它们能够不断改善条件，改进服务，而作为公共机构，这些均依赖于政府公共财政投入的不断提升，这种提升可以通过结果性指标“农村居民人均卫生费用”来体现，它以农民实际分享的公共财政经费中的卫生费用间接测量了政府公共财政支持合作医疗定点医疗机构基础设施与服务改进的情况，这是本文的第二个控制变量。另外，医疗服务的载体是医生，若缺乏医生，再好的医疗基础设施都难以为人民群众救死扶伤，故而医生数量的多寡，往往决定着医疗服务的质量，这可以通过统计指标“每千农村居民拥有赤脚/乡村医生的数量”来体现。此处区分“赤脚医生”“乡村医生”是为了有效考察改革前与改革后的实际情况。

本文将自变量、因变量、控制变量的操作化过程简化为表2，它展示了各个变量及其测量指标的方式。

表2 变量识别及测量

变量	指标	测量方法
因变量	参合率（ $RMPR$ ）	参与合作医疗的连续增长率，按照年份计算的连续性变量[0-1]
自变量	政策数量（ N ）	各年实际有效政策条数，按照年份计算的连续性变量[0- ∞]
	政策效力（ P ）	按照效力从高到低进行赋值：①若是政策文件：法律-5；党中央规定/国务院条例-4；国务院暂行条例、规划、指导意见/各部委的条例、规定、规范-3；各部委的意见、办法、暂行规定、规划、方案-2；通知、公告-1；②若是《人民日报》报道：经过毛泽东审阅批改后刊发-5；头版头条的社论/讨论/调查报告-4；关于合作医疗制度的社论-3；调查报告-2；一般性报道-1

(续表 2)

自变量	政策力度 (TPG)	根据公式 (1) 计算的连续性变量 $[1-\infty)$	
	政策稳定性 (POS)	根据公式 (2) 计算的连续型变量 $[0-1]$	
	政策工具	供给型工具 (SPT)	根据表 1 量化标准, 并按照年份计算供给型政策工具的力度总和, 连续性变量 $[1-\infty)$
		需求型工具 (DPT)	根据表 1 量化标准, 并按照年份计算需求型政策工具的力度总和, 连续性变量 $[1-\infty)$
		环境型工具 (EPT)	根据表 1 量化标准, 并按照年份计算环境型政策工具的力度总和, 连续性变量 $[1-\infty)$
	政策协同	组织协同 (UPY)	根据公式 (3) 计算的连续型变量 $[0-\infty)$
		供给-需求协同 (MSD)	根据公式 (4) 计算的连续型变量 $[0-\infty)$
		供给-环境协同 (MSE)	根据公式 (4) 计算的连续型变量 $[0-\infty)$
需求-环境协同 (MDE)		根据公式 (4) 计算的连续型变量 $[0-\infty)$	
控制变量	人均卫生费用 (Fin)	按年份计算农村居民人均卫生费用的连续型变量 $[0-\infty)$	
	人均纯收入 (Inc)	按年份计算农村居民人均纯收入/可支配收入的连续型变量 $[0-\infty)$	
	赤脚医生数量 (Doc)	按年份计算每千农村居民拥有赤脚/乡村医生数量的连续型变量 $[0-\infty)$	

(三) 研究假说

本文的测量过程, 同时也是验证各种变量关系的过程, 这种关系通过科学假说来体现。

1. 政策存量对参合率影响的假说。一般而言, 特定年份中央出台的农村合作医疗政策数量越多, 政策颁布越频繁, 说明该年对农村合作医疗参合率产生直接影响的政策数量越多, 在一定程度上展示了中央对农村合作医疗的重视程度。目前, 政策数量会显著提升政策绩效的事实技术创新政策、科技政策以及产学研政策等领域均得到证实 (Schoenefeld and Jordan, 2017; 彭纪生等, 2008)。在这种前提下, 就有了如下假说:

H1a: 来自中央层面有效的政策数量越多, 农村合作医疗的参合率就越高。

政策数量的多寡从宏观上展现了特定周期内政策的总体概貌, 而政策效力、政策力度以及政策稳定性才属于从微观上反映政策内部特征的指标。首先, 政策颁布的效力等级程度越高, 证明政府对合作医疗的重视程度也就越高, 重视程度越高政策效果自然要更好 (贺东航、孔繁斌, 2019), 最终有助于提升农村合作医疗的参合率。就此而言, 有如下假说:

H1b: 政策效力等级越高, 农村合作医疗的参合率就越高。

政策力度展现的是政策工具的整体力度与强度对政策的作用效果, 综合考虑了政策制定主体、政策文件的效力等级以及政策工具类型, 其强权威性和强制性的属性特征会直接影响各地政府部门的重视程度, 进而影响政策的实施效果。一般而言, 政策的整体力度越大, 则表明政府对农村合作医疗政策执行层的干预性、命令性越强, 就越能够推动合作医疗在各地的有效实施。程华和钱芬芬 (2013) 的研究也证明了这种规律的存在。鉴于此, 本文做如下假说:

H1c: 政策的整体力度越大, 农村合作医疗的参合率越高。

政策稳定性既要确保政策设计符合阶段性特征(在制定和执行政策时考虑到每个发展阶段的特点),也要体现政策的连续性(即使政策调整也要确保政策之间的继承性、相关性和某种一致性)。对于缺乏风险防范能力的农民来说,如果政策波动性过大,更新速度过快,他们就可能持观望态度。反之,若政策稳定性强,农民会更相信“政令自中央出”的可靠性和权威性,从而更多地区和农民就会参与合作医疗。故而,就有了如下假说:

H1d: 政策稳定性越强,农村合作医疗的参合率越高。

2.不同政策工具对参合率影响的假说。政策工具是政策目标与政策结果之间的桥梁,要想实现特定政策绩效目标就需要进行与之相适应的政策工具的匹配。就政策目标而言,合作医疗政策的基础诉求在于稳步提高参合率。但就不同历史时期而言,不同阶段政策的具体目标仍然有所差异,使得其在供给、需求与环境型工具使用频率与强度上也有所差异。譬如,在合作医疗的初创阶段,政府往往强调在财政资金、教育培训、基础设施等方面扩大供给,以改善农村合作医疗政策执行的物质要素,与此相应的工具强度便被用来提升参合率;在发展阶段,就医结算、统筹层次、补偿标准、农民参合需求等又成为关键政策目标,这就需要以自愿性、鼓励性工具来代替强制性工具来提升政策绩效;在发展的较高级阶段,技术标准、配套政策、发展规划等又成为优先的政策目标,与此相匹配的政策工具及其合适的强度输出又需要被引入到提升参合率的过程中。总而言之,无论采用何种类型以及何种强度的政策工具,其初衷均是扩大合作医疗覆盖范围。为了验证不同类型政策工具力度对参合率的影响机制,本文提出了3个细化的假说,即H2a、H2b、H2c:

H2a: 供给型政策工具的力度越大,农村合作医疗的参合率越高;

H2b: 需求型政策工具的力度越大,农村合作医疗的参合率越高;

H2c: 环境型政策工具的力度越大,农村合作医疗的参合率越高。

3.政策协同对参合率影响的假说。政策协同效应指的是组织协同、工具协同对参合率的影响作用。由于公共政策实施环境的复杂性和涉及利益的多重性,简单推广单种政策工具,或者仅仅将政策简单地交由一个组织去推动,这都难以实现政策的预期目标。在这种情况下,政府决策就必须考虑不同类型政策工具的组合及其多个组织的通力合作,以实现各项政策间的冲突最小化和协同配合最大化(Koch, 2017)。首先,政策主体即政策的制定实施者,是政策的关键构成要素,在具体的政策实践中,由于各职能部门所掌握信息的局限性和利益关系的制约性,制定和实施的各项具体政策之间难免会出现抵触和矛盾,这就需要各政策主体之间进行协调配合(Candel, 2017),在这种情况下采取组织协同的方式就能够确保政策在多个部门之间共同转化为具有一致性和连贯性的行动,最终实现政策的总体目标(Christensen et al., 2019)。农村合作医疗政策也需要不同部门的协作共进,共同设计更佳的政策工具,以便提升农村合作医疗参合率。这样就有了如下假说:

H3a: 组织协同的程度越高,农村合作医疗的参合率越高。

公共政策实质上是为了达到特定的公共管理、公共服务目标而使用一套政策工具展开的活动(Howlett et al., 2017),就农村合作医疗而言,无论供给、需求还是环境型工具均为了达到绩效改进的目标——提升参合率。在实际操作中,工具协同并非抽象概念,它由供给-需求协同、供给-环境协

同、需求-环境协同所组成。一般而言，决策主体都会作出积极、灵敏和符合政策要求的反应，找出所有能够实现复合目标的政策组合，通过强化不同政策工具的组合与匹配，以求最大化地提升政策绩效。鉴于此，本文提出下列假说：

H3b: 供给-需求工具协同程度越高，合作医疗的参合率越高；

H3c: 供给-环境工具协同程度越高，合作医疗的参合率越高；

H3d: 需求-环境工具协同程度越高，合作医疗的参合率越高。

四、模型建立与实证检验

上述假说所指向的新中国农村合作医疗政策的预期走向究竟趋向真实，还是趋向一种空想的假说，这需要对其进行实证检验。这种检验不仅是对假说的证实或者证伪，更是对新中国农村合作医疗卫生政策设计是否有助于实现绩效目标的检验，是对未来完善中国城乡医疗卫生政策设计的决策依据的科学探索。

(一) 模型设定

本文在已有研究经验的基础上，将政策变量引入到了柯布-道格拉斯（Cobb-Douglas）生产函数中（Balezantis and Balkiene, 2014; 彭纪生等, 2008），通过建立三个模型来检验政策存量、政策工具、政策协同对参合率的促进效应，考虑到政策效应的时滞性，进而在解释变量中加入了滞后期 r 。此外，由于各自变量的量纲不一致，为了消除异方差性，两边均取自然对数。其中，Model (a) 主要考察政策数量、政策效力、政策力度以及政策稳定性的影响效应；Model (b) 主要用来分析供给型、需求型以及环境型工具的影响效应；Model (c) 主要考察政策协同的效应。

$$Y = \alpha + \beta_1 Inc + \beta_2 Fin + \beta_3 Doc + \beta_4 N_{t-r} + \beta_5 P_{t-r} + \beta_6 TPG_{t-r} + \beta_7 POS_{t-r} \quad (a)$$

$$Y = \alpha + \beta_1 Inc + \beta_2 Fin + \beta_3 Doc + \beta_4 SPT_{t-r} + \beta_5 DPT_{t-r} + \beta_6 EPT_{t-r} \quad (b)$$

$$Y = \alpha + \beta_1 Inc + \beta_2 Fin + \beta_3 Doc + \beta_4 UPY_{t-r} + \beta_5 MSD_{t-r} + \beta_6 MSE_{t-r} + \beta_7 MDE_{t-r} \quad (c)$$

(二) 实证检验及结果

本文运用 STATA14.0 对模型进行回归检验，得到了政策存量、政策工具和政策协同影响农村合作医疗参合率的实证结果。需要强调的是，由于 1978 年之前（传统合作医疗期间）有些自变量的值无法准确获取，为了弥补这种缺憾，同时也为了更好地在改革开放前后对合作医疗进行比较，本文以 1978 年为界^①，检验了各变量对参合率的变迁所产生的正向或负向影响。

1. 描述性统计及回归结果。表 3 呈现了所有自变量的描述性统计值，表 4 报告了回归结果。

^①之所以选取 1978 年为界而不是 2003 年：首先，由于 1978 年之前的“政策文本”主要是《人民日报》中具有政策指向性的报道，而 1978 年之后均以正式政策文件为准，且在 1978 年至 2002 年期间与合作医疗直接相关的政策文件仅有 15 份，基本上可以忽略其政策效应；其次，不少研究均指出，改革开放初至 21 世纪初是中国新型农村合作医疗制度的探索期；第三，最重要是为了更为直观地展现中国改革开放前后政策的差异性效应。

表3 自变量的主要统计量描述

变量名	均值	标准差	最大值	最小值
<i>N</i>	5.58	7.49	41	1
<i>P</i>	9.27	15.65	106	1
<i>TPG</i>	236.67	350.22	1945	15
<i>POS</i>	0.99	0.004	1	0.98
<i>SPT</i>	53.5	67.89	287	5
<i>DPT</i>	40.9	52.22	230	5
<i>EPT</i>	45.9	59.22	231	5
<i>UPY</i>	4.47	7.27	32	1
<i>MSD</i>	79.25	69.03	279	25
<i>MSE</i>	86.1	82.45	349	25
<i>MDE</i>	69.77	68.06	353	25
<i>Fin</i>	732.1	1586.172	6952	2.8
<i>Doc</i>	1.36	0.31	1.79	0.05
<i>Inc</i>	3246.43	3704.8	13432	134

表4 模型回归检验结果 (OLS)

变量	Model (a)		Model (b)		Model (c)		
	Before 1978	After 1978	Before 1978	After 1978	Before 1978	After 1978	
自变量	N_{t-r}	0.35*** (0.12)	0.6*** (0.08)				
	P_{t-r}	-0.06 (0.37)	0.27*** (0.03)				
	TPG_{t-r}	-0.11 (0.28)	0.42*** (0.15)				
	POS_{t-r}	—	-7.95* (4.33)				
	SPT_{t-r}			0.21* (0.13)	-0.06 (0.11)		
	DPT_{t-r}			-0.25 (0.33)	-0.23 (0.29)		
	EPT_{t-r}			0.13 (0.27)	0.058** (0.25)		
	UPY_{t-r}						0.20*** (0.06)
	MSD_{t-r}					0.92** (0.36)	-1.44*** (0.42)
	MSE_{t-r}					0.11 (0.28)	1.36*** (0.41)
	MDE_{t-r}					-1.16*** (0.39)	0.26 (0.27)
	控制变量	<i>Fin</i>	—	0.06 (0.08)	—	-0.08 (0.11)	—
<i>Doc</i>		0.4*** (0.12)	0.83*** (0.20)	0.078 (0.19)	0.31 (0.29)	0.07 (0.18)	0.67* (0.38)
<i>Inc</i>		—	0.17*** (0.04)	—	0.09 (0.61)	—	0.18 (0.22)

(续表 4)

常数项	0.92 (0.85)	3.75 (6.72)	1.31 (0.72)	-0.4 (2.99)	0.77 (0.38)	-2.1 (1.30)
R ²	0.72	0.89	0.62	0.8	0.58	0.71
F-statistic	8.97***	33.75***	6.05***	33.47***	4.83***	11***

注：***、**和*分别表示回归估计系数在 1%、5%和 10%的水平上通过显著性检验；r 表示滞后期数，如无特殊说明，这里均为滞后一期；农村居民人均纯收入、农村居民人均卫生费用在 1977 年之前，这两个变量的数据完全缺失（用“—”表示），故而在未能展示其估计值；在 1978 年之前的数据样本源于《人民日报》，故而不存在政策稳定性（POS）、组织协同（UPY）问题，此处也不展示其估计值（用“—”表示）。

从表 4 可以看出，所有模型的 R² 均较高，所有的 F-statistic 都通过了显著性检验。从回归结果来看：第一，在 Model (a) 中，政策数量始终对参合率有显著的正向影响 (p<0.01)；政策效力、政策力度在 1978 年之后均与参合率呈显著的正相关 (p<0.01)，但是 1978 年之前二者并无显著相关性，且其系数为异常负数；政策稳定性对参合率提升有显著的负向影响 (p<0.1)。

第二，在 Model (b) 中，1978 年之前，供给型工具与参合率呈显著正相关 (p<0.1)；1978 年之后，环境型工具与参合率呈显著正相关 (p<0.05)；其他工具类型在两个时期均无显著相关性。

第三，在 Model (c) 中，组织协同程度对参合率提升有显著的正向贡献 (p<0.01)；供给-需求协同均与参合率呈显著相关性，但 1978 年之前为正向影响 (p<0.05)，1978 年之后却呈负向相关 (p<0.01)；供给-环境协同在 1978 年之后与参合率显著正相关 (p<0.01)，但 1978 年之前二者并无相关性；需求-环境协同仅在 1978 年之前样本中与参合率呈显著负相关 (p<0.01)。

第四，在三个控制变量中，人均卫生费用与参合率均无相关性；每千人赤脚医生数量、农民人均收入在 Model (a) 中均与参合率提升呈显著正相关 (p<0.01)，在其他模型中并无显著性影响。

2. 不同时期政策存量对参合率的影响。不同时期政策存量的影响颇为不同。(1) 1958~2017 年，政策数量均最大限度地影响着参合率的变化，也反映了农民合作医疗政策在顶层设计层面共识的形成，这支持了假说 H1a。结合图 3（在其中本文统计了不同时期政策数量、效力、力度、稳定性的变动趋势）可以看出，在传统合作医疗时期，1969 年和 1977 年的政策数量突增，这个分布趋势与参合率总体分布基本吻合（参见图 1），这说明《人民日报》的政策性宣传既是国家政策的风向标，也是地方政策落实的助推器；1978 至 2002 年期间政策数量极少，与其相一致，参合率也处于极低水平；2003 年之后，特别是 2008 年之前政策数量增长趋势明显，参合率也提升非常快。总体而言，70 年来，一旦达成了“应该为农民提供基础医疗保障的政策”的共识，在这种顶层共识的推动下，来自中央层面有效的政策数量就会越来越多，这就提供了合作医疗政策制定和执行所需的合法性资源。作为合法性资源，中央层面有效的政策数量越多，就越能够显著地提升参合率，这完全支持了假说 H1a。

(2) 1978~2017 年，政策效力、政策力度均决定了合作医疗政策的正向效应，但在 1978 年之前的传统合作医疗时期，二者并无任何显著正向关系，这形成了“区间函数”式的假说检验结果：在 1978 年之后的新农合区间，假说 H1b、H1c 成立，在 1978 年之前旧农合区间，H1b、H1c 不成立。形成如

此反差结果可能肇源于，1978年之前本文更多采用的是来自《人民日报》的社论，虽然在当时它们都扮演了公共政策的角色，但这种政策性报道的重要程度与严格意义上的政策文件比起来，其效力等级仍然有所差异，这也从图3中可见一斑：虽然1968至1977年政策数量（《人民日报》文本）非常之多，但其效力、力度的总体水平远不如2003年之后的新农合时期，这说明传统农合参合率的提升更多源于《人民日报》政策宣传的数量，这种多频次的政策性宣传“轰炸”能够有效提升参合率，但这种参合率提升并非源于《人民日报》刊文的政策效力与政策力度。

(3) 1978~2017年，政策稳定性程度抑制了政策的正向效应，也就是说，政策约束越趋于稳定，更新速度越慢，它就越会抑制参合率的提升，这支持了假说H1d的结论。从图3可以看出，在1978至2003年间，虽然中央层面也出台一些政策文件，但总体上波动幅度非常低，以致造成合作医疗逐渐僵化、抑止的结果，形成了“中央不喊，中间停摆，下面不动”的不良循环，参合率也就大幅下降。

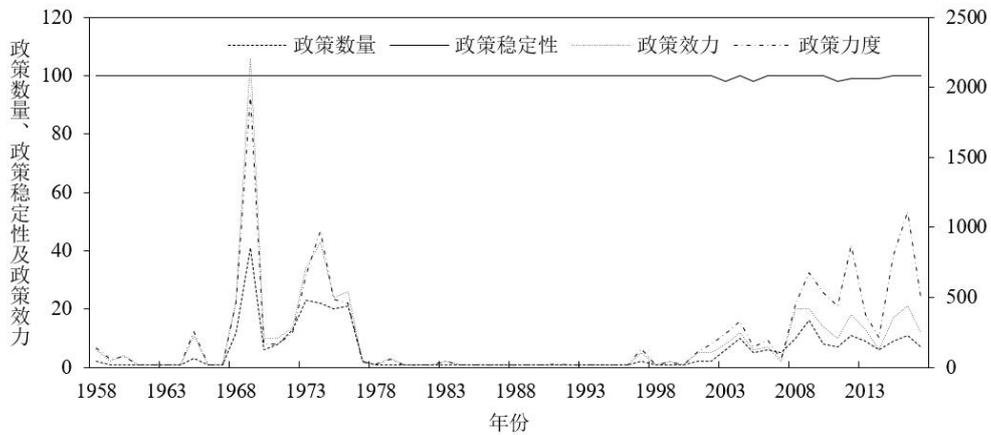


图3 不同时期政策数量、效力、力度、稳定性的比较 (1958~2017)

注：“政策稳定性”取值范围是0-1之间，为了更好地与其他变量进行比较，所有政策稳定性的值均乘以100；1978年前样本无“政策稳定性”数值，为了保持数据连贯性，将其按照100处理，这样并不影响总的走向与态势。

(4) 1958~2017年，控制变量中赤脚医生数量、农民收入水平均显著性地正向影响了合作医疗的参合率。一方面，合作医疗、赤脚医生、县乡村三级医疗卫生网（保健站）向来被称为中国解决农村缺医少药问题的三件法宝（张自宽，2010），尤其在传统农合时期，“赤脚医生”本身内嵌于合作医疗政策设计之中，合作医疗能否被有效地执行很大程度上取决于各个地区是否配备足够的赤脚医生、卫生员等，无论出于响应国家号召还是接受组织分配，他们之中有相当一部分人甘愿扎根在农村地区，为农民医疗保健事业付出了毕生精力、做出巨大贡献（葛延风、贡森，2007）。在1975年农村地区每千人口赤脚医生数量为1.71，赤脚医生总量达到了156万，但时至2003年，人均乡村医生数量下降到了0.98，总量仅98万，这表明1978年之前国家根据基本国情和各地具体实际在“最优”和“最可行”之间选择了“最可行”的方案，即就地培训一大批“半农半医”的赤脚医生而非进行直接物质投入，赤脚医生本身来自公社，扎根于社员之中，能够基本解决农民的基础性就医需求（胡宜，2011）。当农民能够就近获得“在地化”的便利医疗服务时，无论集体还是个人更可能参与合作医疗，这也印证了国家“最可行”方案的合理性、适用性，也就合理地解释了为何改革开放前赤脚医生数量的增多能够

促进参合率的提升。当然，在 1978 年之后，二者之间正相关性仍然较为显著，这源于 2003 年之后，乡村医生逐渐被纳入国家财政补助范围，其待遇与社会地位均有较为明显的提升，这种提升激励了乡村医生群体改进医疗服务水平。一旦本地医疗水平够用，农民参与本地的合作医疗的积极性自然上升，毕竟“不出村镇看病”的成本远低于外出就医。另一方面，农民直接支付能力的提升比政府间接补贴水平增加更为重要，农民在收入有保障之后，其需求层次就会提升，对健康就有了更高的要求，会使得他们主动就医预防疾病，这就解释了收入提高促进参合率的现象。

3. 不同时期政策工具的绩效差异。不同时期政策工具的运行效果，既是政策工具本身合用性的体现，也是工具与时代匹配效果的表现。(1) 1978 年之前供给型政策工具对农村合作医疗参合率有显著的正向贡献，但 1978 年之后的情况下并非如此，这就形成了 1978 年之前的传统农合阶段支持假说 H2a，但 1978 年之后的新农合阶段并不支持假说 H2a 的结果。两个时期在政策工具使用上存在较为明显的差异，传统农合注意力集中于供给型政策工具，1978 年之后则强调均衡使用多种政策工具。图 4

(a) 中不同时期政策工具使用类型的变动趋势就展示了这种规律性：第一，1978 年之前，供给型工具在整个时期内均远高于需求和环境型工具的强度与力度，其中教育培训、基础设施是使用强度与力度最高的两个工具，这说明 1978 年之前，传统合作医疗推行很大程度取决于国家对赤脚医生、县乡村三级医疗保健网的重视，比如在 1969 年，《人民日报》遵照毛泽东主席对农村合作医疗制度的指示，连续组织了 23 期“关于农村合作医疗制度讨论”，在讨论中高频次使用“医农结合”“半医半农”“培训‘又红又专’赤脚医生”等词汇，这种动员模式契合了当时的社会发展条件，对基础性的“人”“物”资源进行就地配置、就地供给，从而提升了农民的参合意愿。第二，在 1978 年之后，特别在 2003 年明确推进新农合之后，各种政策工具的使用并未展现大的差异，若进行细微的区分，则呈现出“先供给，后需求与环境”的特征，这完全符合政策执行的一般规律，即先确保政策实施要素的有效供给，然后逐步采取各种措施刺激农民以引导其自愿参合，并构建有利的政策执行环境以保障政策有效落实。

(2) 1978~2017 年，环境型政策工具力度越强，就越能显著改善参合率，这支持了假说 H2c。从图 4 (d) 来看，环境型工具使用呈现出了“先‘医疗监管’后‘发展规划’”的总体趋势。具体而言，当前中国在中央决策层面逐渐强调，合作医疗政策需要首先确保资金池的安全，防止合作医疗的资金被挪用、被浪费。同时也逐渐开始从长期性、统筹性视角出发，谋划合作医疗发展的总体方向、实施步骤和长远目标，政策宣传、配套政策也充分体现在了环境型工具的使用中，这就解释了为何环境型工具的改善能够显著性提升参合率。

(3) 无论传统农合还是新农合时期，需求型政策工具调整与否均未产生显著的政策促动效应，这否定了假说 H2b。需求型工具运用上重点强调了补偿标准、就医结算、统筹层次三个方面。在“补偿标准”上不仅需要全面提高人均补偿比例和报销额度，而且需要对欠发达的老少边穷地区、困难人群实施费用全额报销或部分减免；“就医结算”强调通过即时结报、网上预约结报、异地报销等多元化方式，促使参合农民能够更快捷地获取医疗补助。从图 4 (c) 来看，在 2016 年《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》出台之前，这几个方面做得都不够理想，这正好能够解释为何两个时期内，需求型工具调整与否均不能显著促动参合率提升的原因了。

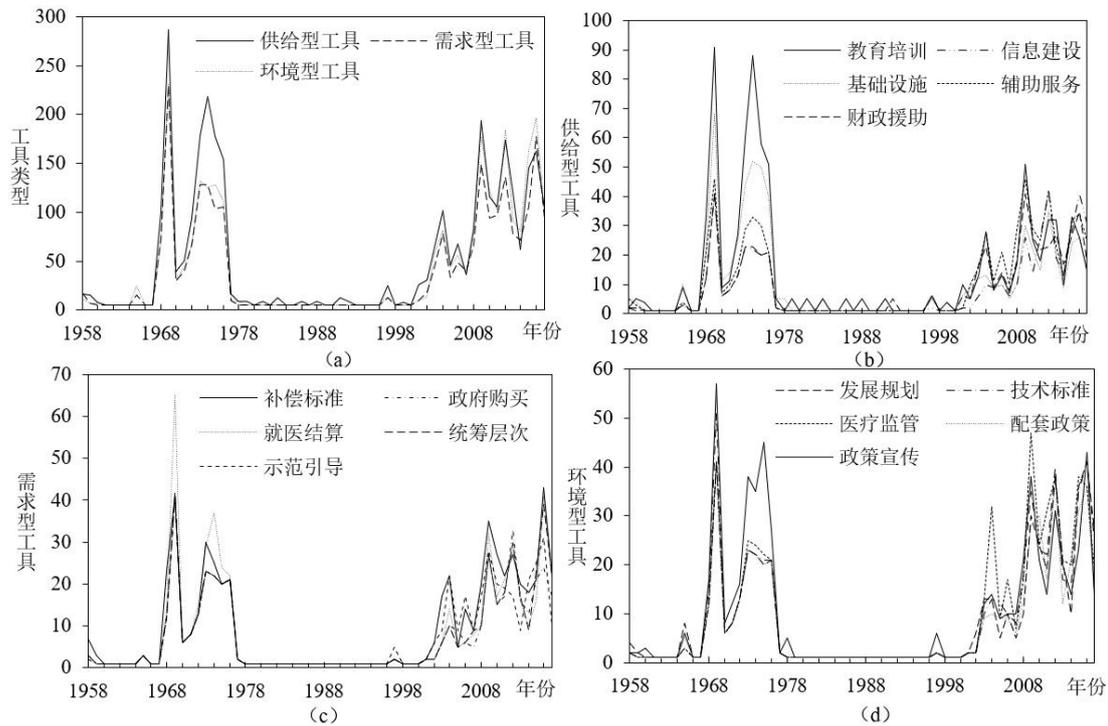


图4 不同时期政策工具的使用类型比较 (1958~2017)

4.不同时期政策协同的绩效差异。在不同的历史时期，农村合作医疗的政策协同绩效差异既展现了时代对该项政策的外生烙印，也体现了政策自身演化的内生规律。(1) 1978年之后，合作医疗政策制定与执行主体从单一部门发展为多部门联合为主，部门之间协同的深度与广度不断增加，这为新型合作医疗提供了更为丰富的执行资源，从而显著提升了农村合作医疗参合率，这支持了假说H3a。新农合制度的有效推行离不开多部门政策资源的协同整合，这体现在了卫生、财政、民政、农业、保监会等十多个政府部门协同程度的不断提升。也就是说，历经70年的艰难探索，新农合政策逐渐在国家层面上取得高层共识。正因为如此，国家才创历史地提出要对农民健康保障承担最主要的责任。为了推行这项中国5000年历史上甚至未曾设想过的惠民政策，中国多部门进行了有效的协同整合，最大化地整合了政策资源（徐晓新、张秀兰，2016）。特别在新农合推行之后，中国逐渐形成了多部门协同模式，为新农合的推行提供了更为丰富的政策资源，这有效提升了农村合作医疗的参合率。

(2) 1958~2017年，“供给-需求型”工具协同均与参合率有显著的相关关系，且这种关系呈现出了阶段性“矛盾”。在1978年之前，“供给-需求型”协同与参合率呈正向相关，这支持了假说H3b，但1978年之后，却呈现出了显著的负相关性，这又与假说H3b相抵触。“供给-需求型”协同本质上是一种短期性、动员式的工具协同，即决策者欲在短期内通过改变要素配置条件来达到合作医疗的大规模动员目标。从实证结果来看，这是一种最为高效的政策组合，但这种协同在新农合阶段反而产生了负面影响，这也说明在新农合模式下，地方政府和农民更在意中央政策的战略性，在意它是否能够从长远来规划合作医疗的前景和收益，而非短期、应景性地动员参加，而在“运动”高潮过后却被束之高阁。从图5（在其中本文统计了不同时期工具协同、组织协同的变动趋势）也可以看出，1968至

2008年这40年时间内供给-需求协同力度始终在首位，也说明这种政策工具协同最具影响力。

(3) 1978~2017年间，“供给-环境型”工具协同最大限度正向影响了参合率，这支持了假说H3c，但1978年之前却无相关性，这形成了“区间性矛盾”结果，因为1978年之前的情况并不支持假说H3c。值得说明的是，供给-环境协同更聚焦于长远性、统筹性问题，不仅要改变当前合作医疗实施的内在要素，还要着眼于长远进行外部环境的营造与改善。结合图5可以看出，在2008年之后，供给-环境协同力度与强度远胜于其他工具组合，这展示了它的长远、统筹、战略属性。

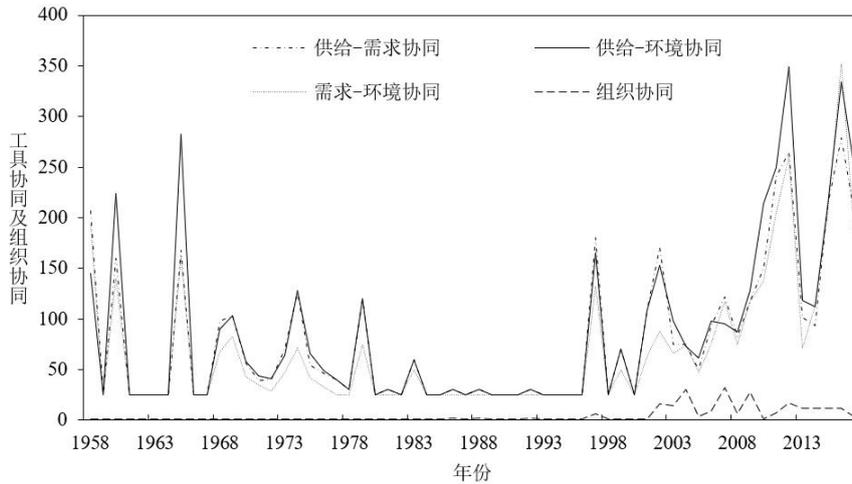


图5 不同时期工具协同、组织协同的比较(1958-2017)

(4) “需求-环境型”工具协同在传统合作医疗时期对参合率提升产生了负面影响，在1978年之后并无任何显著性影响，形成了“区间性拒绝假说H3d”的结果。从实证检验结果来看，1978年之前需求-环境协同对参合率形成了显著的负向影响，也就是说这种协同实际上抑制了参合率的提升，这与假说3d预期的结果完全相反，拒绝了假说H3d；而1978年之后的统计结果则显示需求-环境协同与参合率并无任何显著关系，也拒绝了假说3d。一般而言，需求-环境协同更多着眼于政策执行后期，即在已经完善政策内部要素供给的前提下，更强调改变微观主体的行为与完善外部要素的有效配置，目前来看这种改变与完善的效果还不够理想，故而对参合率的促进不显著甚至相反，也就拒绝了假说H3d。

表5 主要研究假说的检验结果

假说	是否成立	是否成立的原因	结论指向
H1a	成立	显著一致	政策数量与合作医疗参合率(增长幅度)正相关
H1b	部分成立	旧农合-不显著; 新农合-显著一致	新农合时期政策效力与合作医疗参合率正相关
H1c	部分成立	旧农合-不显著; 新农合-显著一致	新农合时期政策力度与合作医疗参合率正相关
H1d	不成立	不显著	政策稳定性与合作医疗参合率显著负相关
H2a	部分成立	旧农合-显著一致; 新农合-不显著	旧农合时期供给型工具与合作医疗参合率正相关
H2b	不成立	不显著	需求型工具与合作医疗参合率相关性不显著
H2c	部分成立	旧农合-不显著; 新农合-显著一致	新农合时期环境型工具与合作医疗参合率正相关
H3a	成立	显著一致	组织协同与合作医疗参合率正相关
H3b	部分成立	旧农合-显著一致; 新农合-不显著	旧农合时期供给-需求协同与合作医疗参合率正相关

(续表 5)

H3c	部分成立	旧农合-不显著; 新农合-显著一致	新农合时期供给-环境协同与合作医疗参合率正相关
H3d	不成立	不显著	需求-环境协同与合作医疗参合率相关性不显著

注：“旧农合”在这里指的是 1978 年之前的样本，“新农合”是 1978 年之后（含 1978）；结论指向部分要是“部分成立”，只说明“显著一致”的结论指向，若无特殊说明，均是指两个时期相一致的结果。

五、研究结论

2016 年《“健康中国 2030”规划纲要》的出台，不仅意味着国家真正意义上将人民健康与经济社会协调发展统筹纳入了国家的顶层设计（赵黎，2019），而且实现了从“以疾病为中心”向“以人民健康为中心”的政策价值跃迁，标志着国家开始建设以促进人民健康为中心的城乡居民基本医疗服务供给体系。在这种新的顶层制度设计之下，保障农民健康权利已经成为推动健康中国建设的重要组成部分。本文对新中国 70 年保障农民健康的农村合作医疗政策进行了实证分析，检验政策设计中政策工具的结构与组合是如何影响农村合作医疗参合率的变迁，实证检验的发现主要有：

第一，在促进农村合作医疗事业发展过程中，政策存量对参合率提升具有显著的正向效应。一方面，合作医疗政策的数量和力度均能够显著提升参合率，这种相关性完全符合政策科学规律：中央层面一旦达成了“应该为农民提供基础医疗保障的政策共识”，就为制定更多有效的合作医疗政策设计提供了合法性资源，而合法性本身意味着人民群众的接受度与认可度，高认可度必然诱发高参与度；另一方面，国家出台政策之后，政策长期停滞不更新、不创新则会抑制参合率的提升，这种停滞在一定程度上揭示了合作医疗无法得到中央政策共同体有力的显性支持，这就影响了农民对合作医疗长期发展的信心，最终会影响到他们的参合率。

第二，改革开放之前，一种聚焦于“教育培训”“基础设施”的供给型政策工具对合作医疗参合率有显著的正向贡献，这种政治动员式的工具模式契合了当时的社会发展条件，就地培养了大量赤脚医生，创建了相当数量的集体性保健站，这些基础性医疗资源的“在地化”供给，使得农民可以便利地参与合作医疗，有效提升了农民的参合意愿；改革开放之后，尤其自新农合推动后，总体上各类政策工具使用较为均衡，相对而言，长期性、统筹性的环境型工具对参合率提升具有更为显著的正向效应，其在“医疗监管”“发展规划”领域的作用尤为突出。

第三，在社会主义计划经济体制下，短期性、动员式的供给与需求型工具协同使用有助于提升参合率，这显示了决策者欲在短期内通过属地医疗资源要素的再配置来达到动员群众、提升参合率的目标，它本质上是一种“应景性”的政治动员，合作医疗往往在各类“运动”高潮过后被束之高阁；在市场经济体制逐渐确立之后，供给型与环境型工具的协同匹配能够实质性地推动农村合作医疗参合率的提升，这源于“供给-环境型”工具匹配更聚焦于长远性、统筹性目标，其不仅致力于改变当前有碍于合作医疗实施的内部要素配置，更着眼于长远进行外部环境的营造与改善；然而，无论在何种体制下，组织协同均能非常显著地提升合作医疗的参合率，这说明推动卫生、财政、社保等相关机构的深度性合作，构建跨部门的“无缝隙政府”而不是“相互掐架”无疑会持续提升农村合作医疗参合率。

第四,新中国建立 70 余年来,赤脚医生(乡村医生)数量始终正向显著影响着农村合作医疗参合率,尤其是传统合作医疗时期,国家就地培养大批“亦医亦农”的赤脚医生扎根于农民之中,以“就地取材”的方式实现了基础性集体医疗保健资源的就地供给,确保了农民“有医可寻可看”;同时,农民收入水平也正向显著地影响着农民的参合率,这意味着,让广大的农民真正“富起来”,他们就能具备更强的参加农村合作医疗的自主性与积极性。

以上研究结论揭示了政策设计中工具结构与组合的差异确实会影响农村合作医疗的参合率。中国自 2017 年开始全面实施城乡一体化的居民医保制度,在这种制度下,提升农民健康保障水平需要明确几个基本的现实:其一,城乡居民收入水平仍然悬殊,即使让城乡居民享受“同一标准”“同一政策”“同一优惠”,也不能真正意义上实现“公平正义”。这从最新统计数据可见一斑:2019 年,中国农村居民人均可支配收入 16021 元,城镇居民为 42359 元^①,城镇居民收入依然是农村居民的 2.64 倍。虽然近年来中国农民收入水平在不断提高,2018 年农民人均可支配收入达到了 14617 元,是 2000 年的 6.4 倍,但是,这种收入增长很大程度上被医疗保健支出的不断提升所抵消,2018 年农民人均医疗保健支出占全部消费支出比例高达 10.2%,而 2000 年时该比例仅为 5.2%^②,这表明农民收入增长较之于其就医贡献来说可谓“两相抵消”。实际上城乡居民医保制度在具体运作上并没有得到真正整合(两种制度并存)^③,不少地区两者在报销比例、起付线、缴费方式等多个维度上仍然存在着差异。

就此而言,未来改善中国城乡居民医疗保障政策实施效率,可以从以下几个方面着手:首先,进一步从城乡居民医保政策设计中调整政策目标与工具,扩大基本医保的覆盖范围和保障强度,尤为重要,在城乡居民社会保障一体化的推进过程中,需要在顶层政策设计中以“更优的”补偿方案向农村居民倾斜,既要降低农民参保的负担,也要提高农民的医保报销比例,以确保农村居民参与基本医保的积极性和连续性;其次,中央政策共同体的重视程度决定着城乡居民医保一体化的推进力度,这就需要出台一系列长期性、统筹性、均衡性的政策工具,尤其要在“医疗监管”“配套政策”“技术标准”几个方面实现供给型与环境型工具的协同配合,营造有利于实现基本医疗服务均等化的“营商环境”,明确中央和各级地方政府在医保政策中的供给责任;最后,完善城乡医保一体化过程中各部门之间的协同机制,既要充分发挥各部门的行政和经济资源优势,又要不断提升医疗保障部门的“一站式”服务水平,进而实现跨部门协同的“整体性效应”。

参考文献

1.程华、钱芬芬,2013:《政策力度、政策稳定性、政策工具与创新绩效——基于 2000-2009 年产业面板数据的实证分析》,《科研管理》第 10 期。

^①国家统计局:《2019 年居民收入和消费支出情况》,http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202001/t20200117_1723396.html。

^②国家卫生健康委员会(编),2019:《中国卫生健康统计年鉴(2019)》,中国协和医科大学出版社。

^③据《中国卫生健康统计年鉴(2019)》数据统计,2018 年辽宁、吉林、安徽、海南、贵州、陕西、西藏等 7 个省份的新农合制度并未与城镇居民医保制度实现统合。

- 2.蔡滨、马伟玲、王俊华, 2017: 《制度变迁视角下推进农村居民基本医疗保险制度改革研究》, 《社会保障研究》第4期。
- 3.曹琦、崔兆涵, 2018: 《我国卫生政策范式演变和新趋势: 基于政策文本的分析》, 《中国行政管理》第9期。
- 4.葛延风、贡森, 2007: 《中国医改: 问题·根源·出路》, 北京: 中国发展出版社。
- 5.高春亮、毛丰付、余晖, 2009: 《激励机制、财政负担与中国医疗保障制度演变——基于建国后医疗制度相关文件的解读》, 《管理世界》第4期。
- 6.高新宇, 2019: 《农村合作医疗70年: 回顾、问题与展望——基于社会变迁视角》, 《福建论坛(人文社会科学版)》第8期。
- 7.胡宜, 2011: 《送医下乡: 现代中国的疾病政治》, 北京: 社科文献出版社。
- 8.贺东航、孔繁斌, 2019: 《中国公共政策执行中的政治势能——基于近20年农村林改政策的分析》, 《中国社会科学》第4期。
- 9.刘凯, 2018: 《福利资格、制度安排与福利结果——构建一个评估医疗保险财务风险保护机制的概念框架》, 《北京社会科学》第12期。
- 10.李华, 2011: 《新型农村合作医疗制度的效果分析——基于全国30省1451行政村14510户的实地调查》, 《政治学研究》第2期。
- 11.彭纪生、仲为国、孙文祥, 2008: 《政策测量、政策协同演变与经济绩效: 基于创新政策的实证研究》, 《管理世界》第9期。
- 12.任雪娇, 2019: 《农村合作医疗制度的变迁逻辑与发展趋势: 基于历史制度主义的分析框架》, 《宏观经济管理》第6期。
- 13.孙淑云、任雪娇, 2018: 《中国农村合作医疗制度变迁》, 《农业经济问题》第9期。
- 14.尚虎平、韩清颖, 2019: 《我国政府独特绩效产生的原因及其价值——面向2007~2017年间我国172个政府独特绩效案例的探索》, 《政治学研究》第3期。
- 15.王绍光, 2008a: 《大转型: 1980年代以来中国的双向运动》, 《中国社会科学》第1期。
- 16.王绍光, 2008b: 《学习机制与适应能力: 中国农村合作医疗体制变迁的启示》, 《中国社会科学》第6期。
- 17.王波, 2016: 《我国农村合作医疗制度变迁演化博弈分析: 基于政府与农民的视角》, 《中国卫生经济》第7期。
- 18.王路昊、王程韡, 2014: 《孵化器的概念及其角色演变——基于‘人民日报’数据库的扎根理论分析》, 《科学学研究》第4期。
- 19.汪国华, 2011: 《社会权利视野中我国医疗保险制度发展模式研究》, 《南京社会科学》第11期。
- 20.吴文强、郭施宏, 2018: 《价值共识、现状偏好与政策变迁——以中国卫生政策为例》, 《公共管理学报》第1期。
- 21.熊焯, 2016: 《政策工具视角下的医疗卫生体制改革: 回顾与前瞻——基于1978-2015年医疗卫生政策的文本分析》, 《社会保障研究》第3期。
- 22.许朗、吕兵, 2010: 《新型农村合作医疗制度的运行状况及参合农民对其的满意程度与影响因素分析——以南京郊区地区为例》, 《中国农村观察》第4期。
- 23.徐晓新、张秀兰, 2016: 《共识机制与社会政策议程设置的路径——以新型农村合作医疗政策为例》, 《清华大

学学报（哲学社会科学版）》第3期。

24.郁建兴、何子英, 2010:《走向社会政策时代:从发展主义到发展型社会政策体系建设》,《社会科学》第7期。

25.岳经纶、程璆, 2020:《新中国成立以来社会福利制度的演变与发展——基于社会权利视角的分析》,《北京行政学院学报》第1期。

26.岳经纶、方珂, 2019:《从“社会身份本位”到“人类需要本位”:中国社会政策的范式演进》,《学术月刊》第2期。

27.张海柱, 2015:《话语建构与“不决策”:对改革开放初期合作医疗解体的一个理论解释》,《公共行政评论》第5期。

28.张自宽, 2010:《亲历农村卫生六十年:张自宽农村卫生文选》,北京:中国协和医科大学出版社。

29.张英洪, 2014:《农民权利研究:认真对待农民权利》,北京:中央编译出版社。

30.周寿祺、顾杏元、朱敖荣, 1994:《中国农村医疗保障制度的研究进展》,《中国农村卫生事业管理》第9期。

31.郑永年, 2014:《社会发展与社会政策:国际经验与中国改革》,北京:东方出版社。

32.赵力涛, 2015:《中国的社会政策改革:“碎片式发展主义”的视角》,载郑永年、莫道明、刘骥(编)《改革:困境与出路》,北京:东方出版社,第136-155页。

33.赵黎, 2019:《新医改与中国农村医疗卫生事业的发展——十年经验、现实困境及善治推动》,《中国农村经济》第9期。

34.Balezantis, A., and K. Balkiene, 2014, “Innovation Policy Measurement: Analysis of Lithuania’s Case”, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 27(4):1-14.

35.Christensen, T., O. M. Læg Reid, and P. Læg Reid, 2019, “Administrative Coordination Capacity: Does the Wickedness of Policy Areas Matter?”, *Policy and Society*, 38(2):237-254.

36.Candel, J. L., 2017, “Holy Grail or Inflated Expectations? The Success and Failure of Integrated Policy Strategies”, *Policy Studies*, 38(6):519-552.

37.Hughes, C. E., A. Ritter, and N. Mabbitt, 2013, “Drug Policy Coordination: Identifying and Assessing Dimensions of Coordination”, *International Journal of Drug Policy*, 24(3):244-250.

38.Howlett, M., A. Kekez, and O. Poocharoen, 2017, “Understanding Co-Production as a Policy Tool: Integrating New Public Governance and Comparative Policy Theory”, *Journal of Comparative Policy Analysis*, 19(2):1-15.

39.Koch, D. J., 2017, “Measuring Long Term Trends in Policy Coherence for Development”, *Development Policy Review*, 36(1):87-110.

40.Li, C., Hou, Y., Sun, M., Lu, J., Wang, Y., Li X., Chang F., Hao, M., 2015, “An Evaluation of China’s New Rural Cooperative Medical System: Achievements and Inadequacies from Policy Goals”, *BMC Public Health*, 15(1):1079.

41.Peters, G. B., 2018, “The Challenge of Policy Coordination”, *Policy Design and Practice*, 1(1):1-11.

42.Rothwell, R., and W. Zegveld, 1984, “An Assessment of Government Innovation Policies”, *Review of Policy Research*, 3(3-4):436-444.

43.Schoenefeld, J., and A. Jordan, 2017, “Governing Policy Evaluation? Towards a New Typology”, *Evaluation*,

23(3):274-293.

(作者单位: ¹南开大学周恩来政府管理学院;

²广西大学公共管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Change of Participation Rate of Rural Cooperative Medical System in New China: A Study Based on the Measurement of 316 Cooperative Medical Policy Documents Issued by the Central Government

Shang Huping Huang Liuzhao

Abstract: Based on 316 cooperative medical policy documents issued by the central government in the past seventy years since the founding of New China, this article discusses how the instrumental quality of cooperative medical policy design in different periods affects the change of participation rate of rural cooperative medical system by means of policy text measurement method. The results show that the more the number of policies and the stronger the policy intensity, the higher the participation rate. Under the system of planned economy, the use of “supply-oriented” tools can significantly improve the participation rate, while under the market economy system, “environment-oriented” tools are more effective. The coordination of short-term, mobilized “supply-demand” tools is more frequently used in the period of traditional cooperative medical system, while in the period of new rural cooperative medical system, the collaboration of long-term, overall oriented “supply environment” tools helps to expand the coverage of cooperative medical care. In the whole period, the inter-organizational coordination is particularly important in enhancing farmers’ participation rate. Therefore, in the process of accelerating the integration of urban and rural residents’ medical insurance, we should not only pay attention to the coordination of different policy tools and organizations, but also emphasize the coordination of “supply-environment” tools to improve the business environment that has not yet been conducive to the equalization process.

Key Words: Seventy Years Since the Founding of New China; Rural Cooperative Medical System; Policy Tool; Policy Performance; Participation Rate of Rural Cooperative Medical Care