

门诊共济改革对职工基本医疗保险统筹基金平衡的影响

——基于政策模拟的研究

杨华磊 曹顺子 李双双 唐丽丽*

摘要: 维持医保基金长期收支平衡是保障医保制度功能稳健运行的关键前提。本研究聚焦职工医保门诊共济改革这一重大政策调整,旨在系统评估其对参保人及统筹基金长期财务状况的影响。本文使用2018年中国健康与养老追踪调查数据进行基准回归,以识别政策对医疗费用的直接效应;而后构建精算模型,动态模拟政策对基金长期收支的影响。研究发现:其一,控制变量后,与未实施改革的地区相比,改革显著提高了职工的门诊费用,平均增幅达60%。其二,若忽略改革引致的医疗费用变化,统筹基金将于2046年穿底;若纳入此项效应,基金穿底时间提前至2041年,累计赤字规模显著扩大。其三,进阶改革方案(2036年取消个人账户并提高门诊待遇)虽可延缓基金穿底时间,但无法化解长期赤字压力。本研究融合计量分析与精算模拟,为理解门诊共济改革的复杂效应提供了整合性经验证据,揭示了在提高门诊保障的同时,基金可持续性所面临的中长期挑战,对后续完善医保政策设计、实施多维度协同改革具有重要参考价值。

关键词: 职工基本医疗保险统筹基金; 门诊共济改革; 精算平衡; 支出效应

一、引言

医保基金可持续运行是医保制度可持续发展的前提和基础,对我国医保体系建设和“健康中国”战略实施有着巨大影响和重要意义。针对医保基金收支影响因素和可持续发展的研究,也逐步成为全世界共同面临和社会各界普遍关注的问题(赵久洋、郭琨,2023)。职工基本医疗保险统筹基金(以下简称“统筹基金”)是我国职工基本医疗保险制度正常运行的经济支撑,其是否能实现精算平衡关系到全体参保人的切身利益。在人口老龄化和医疗费用快速增长的压力下,未来新参保人的缴费结余将难以满足当期大量退休老人的医疗需求,必然会出现收不抵支的情况,产生医保基金赤字(宋世斌,2010)。医保政策变革无疑会对统筹基金运行产生影响。2021年4月,国务院办公厅印发《关

* 杨华磊:中南财经政法大学公共管理学院教授;曹顺子:中南财经政法大学公共管理学院硕士研究生;李双双:中南财经政法大学公共管理学院硕士研究生;唐丽丽:中南财经政法大学公共管理学院博士研究生。

基金项目:本文为国家社会科学基金一般项目“医保DRG付费的基金监管效果评价及政策优化研究”(项目批准号:24BGL277);教育部人文社会科学重点研究基地武汉大学社会保障研究中心课题(项目批准号:22JJD630013)的阶段性成果。

于建立健全职工基本医疗保险门诊共济保障机制的指导意见》，文件指出，单位缴纳的基本医疗保险费全部计入统筹基金……增加的统筹基金主要用于门诊共济保障，提高参保人员门诊待遇。那么，该项政策如何影响个体医疗费用？又如何影响统筹基金的运行状况？

已有研究探讨了门诊共济改革的政策影响。朱凤梅等（2021）利用中国医疗保险研究会2017年职工医保抽样数据库（CHIRA）研究门诊共济改革对医疗费用的影响，但只聚焦于个体层面，没有深入探讨改革对医保基金运行的影响。谢培轩和张慧（2021）仅从理论上分析改革对基金可持续性的影响，缺乏实证数据支撑。曾益等（2021）利用精算模型测算改革对统筹基金可持续性的影响，却没有考虑改革对个体医疗费用的影响，缺乏对基金支出的系统性考量。此外，关于改革对基金可持续性的研究多停留在地市级层面，缺乏对全国基金的宏观把控（沈思远、李华，2023；毛宗福、侯宜坦，2024；李爱芹、赵宇，2024）。综上，虽然现有文献广泛探讨了门诊共济改革对个体医疗费用和医保基金运行的影响（张小娟等，2016；王震、朱凤梅，2020；朱凤梅，2021），但缺乏在基金支出层面“政策—个体—基金”路径的系统性分析。为此，本文尝试将微观计量分析与宏观精算模拟相结合，旨在打通这一研究路径，系统评估政策的综合效应。

本文的贡献和创新主要体现在以下几个方面。第一，本文以既有研究的政策效应为基础，进行归纳整合，进而考虑政策总体效应对个体医疗费用和统筹基金运行状况的影响，弥补了只研究个体或基金的片面化。第二，本文将计量和精算模型有机结合，计量结果侧重于测算改革对个体医疗费用的影响，为模型的参数设置提供数据支撑，而后利用精算模型预测改革不同效应下基金运行状况，以提供更为精准的预测。第三，本文既考虑个体层面，又兼顾基金运行状况，相关结论有助于从微观上监测个体医疗费用变化，从宏观上把握基金运行状况。本文旨在通过科学化的实证研究，从更全面的视角分析医保政策的整体影响，为医保政策优化提供参考。

二、制度背景与文献回顾

（一）制度背景

1998年，国务院印发《关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》，明确职工医保建立基本医疗保险统筹基金和个人账户。统筹基金主要用于支付住院医疗费用，个人账户则用于支付普通门诊费用、药店购药费用、住院费用中的个人负担部分等。当时统筹基金支付仅覆盖住院费用，后来逐渐扩展到门诊慢特病费用和大病费用，但普通门诊费用不予支付。门诊报销的缺位激励患者不论大病小病都倾向于通过住院获取医疗服务，间接导致我国住院率快速增长。2009年，中共中央、国务院印发《关于深化医药卫生体制改革的意见》，指出坚持广覆盖、保基本、可持续的原则，从重点保障大病起步，逐步向门诊小病延伸，不断提高保障水平。同年，人力资源社会保障部、财政部、卫生部联合印发《关于开展城镇居民基本医疗保险门诊统筹的指导意见》，要求开展城镇居民基本医疗保险门诊统筹……通过统筹共济合理分担参保居民门诊医疗费用。居民医保制度率先实现门诊统筹，为职工医保门诊共济改革提供了经验。

2020年，中共中央、国务院印发《关于深化医疗保障制度改革的意见》，指出应逐步将门诊医疗费用纳入基本医疗保险统筹基金支付范围，改革职工基本医疗保险个人账户，建立健全门诊共济保障机制。为积极应对人口老龄化、适应医疗技术进步与疾病谱慢性病化趋势，切实减轻职工医保参保人员门诊费用负担。2021年，国务院办公厅印发《关于建立健全职工基本医疗保险门诊共济保障机制的指导意见》（以下简称“指导意见”），指出将门诊费用纳入职工医保统筹基金支付范围，改革职工医保个人账户，建立健全门诊共济保障机制。这标志着职工医保门诊共济改革在全国范围内正式推行。

但由于各地医保政策实施时间存在差异，在全国层面推行之前，已有部分地区率先实施了门诊共济改革。本文通过分析政府网站发布的相关文件，手动收集并整理了实施职工医保门诊共济改革的地区。截至2018年，共有31个城市已实施该政策^①。职工医保门诊共济改革的实施进度详见表1。

表1 城镇职工医疗保险门诊共济改革的实施进度（截至2018年）

| 实施城市 | 实施年份 | 实施城市 | 实施年份 |
|------|------|-------|------|
| 北京市 | 2001 | 台州市 | 2010 |
| 上海市 | 2001 | 天津市 | 2010 |
| 宁波市 | 2002 | 青岛市 | 2010 |
| 漳州市 | 2009 | 盐城市 | 2011 |
| 福州市 | 2009 | 鞍山市 | 2011 |
| 广州市 | 2009 | 呼和浩特市 | 2011 |
| 泰州市 | 2009 | 丽水市 | 2011 |
| 湖州市 | 2009 | 徐州市 | 2012 |
| 佛山市 | 2010 | 石家庄市 | 2012 |
| 江门市 | 2010 | 佳木斯市 | 2013 |
| 茂名市 | 2010 | 大连市 | 2014 |
| 清远市 | 2010 | 济南市 | 2014 |
| 深圳市 | 2010 | 潍坊市 | 2014 |
| 苏州市 | 2010 | 荆门市 | 2014 |
| 连云港市 | 2010 | 滨州市 | 2015 |
| 杭州市 | 2010 | | |

（二）门诊共济改革的政策效应

医保制度的设计直接影响统筹基金收支规模和运行状况：基金收入主要受参保人数、缴费基数、缴费率及划拨比例的影响，基金支出主要受待遇享受人数、医疗费用及医保待遇（包括起付线、封顶线和报销比例等）的影响。门诊共济改革对基金收入的政策效应体现在提高向统筹基金的划拨比例，使统筹基金收入明显增加（杨华磊等，2023）。其对基金支出的政策效应体现在两方面：一

^① 因数据样本的限制，本文只能利用2018年的数据进行分析，所以只收集2018年及之前的实施地区。

是将参保人员的门诊费用纳入统筹基金支付范围，由统筹基金和个人共同负担（曹清华、宋海伦，2022），从而扩大统筹基金支付范围，增加基金支出。二是影响患者的就医选择和行为（门诊或住院），但职工就医行为变化是动态过程，最终体现为门诊费用和住院费用的相对变化，进而引起统筹基金支出的变动。具体分析框架见图 1。

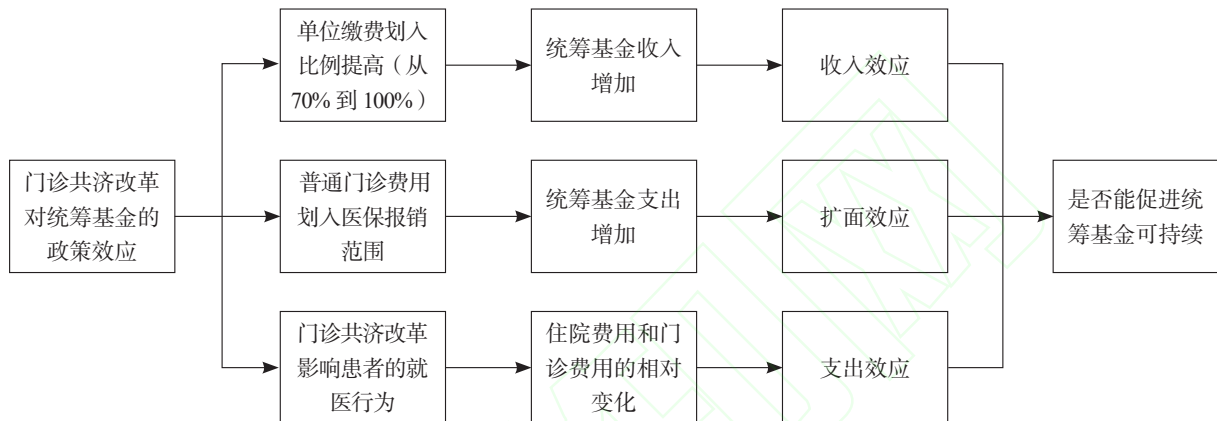


图 1 门诊共济改革对统筹基金的政策效应分析框架

在《指导意见》出台前，学术界多将门诊共济改革称为门诊统筹改革（本文统称为门诊共济改革）。此处梳理了学术界关于门诊共济改革对个体医疗费用影响的相关研究。

一种观点认为门诊共济改革不会对参保职工的门诊费用和住院费用产生显著影响。Manning 等（1987）的研究结果表明，门诊保障水平的提高促进了参保人对门诊服务的利用，但不会减少对住院服务的利用，也不会降低其医疗费用支出。曹清华和宋海伦（2022）利用 2018 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据的结果也证实，门诊共济改革没有对参保职工的门诊费用和住院费用产生显著影响。然而，另一种观点认为门诊共济改革有助于减少住院费用和医疗总费用。Dafny 和 Gruber（2000）指出，提高门诊保障水平会促进医疗资源的高效利用，减少不必要的住院支出，且节省的住院费用支出高于因门诊保障提高带来的门诊费用增加。Helms 等（1978）的实验证据表明，健全的门诊保障制度确实能够减少患者的医疗总支出。门诊共济改革能够减少医疗费用支出的主要原因是促进小病在门诊服务中得到及时治疗。何文和申曙光（2018）强调“保小病”既能保障健康、降低个人医疗费用负担，又能减少医保基金“穿底”风险，即“保小病”能够兼顾健康保障与费用控制。He 等（2022）指出门诊能够为住院患者提供所需药品和诊疗服务，从而缩短住院周期、降低住院花费，减少“小病大医”行为。但也有部分学者持相反观点，即门诊共济改革增加了医疗费用支出。张小娟等（2016）收集了 B 县城镇职工医保实施门诊共济改革前后各一年的数据，发现改革后人均门诊和住院费用均有所增长。朱凤梅等（2021）的研究结果表明，门诊共济保障有助于降低职工医保患者年住院费用，但增加了年门诊费用；与未改革地区相比，改革地区职工医保患者年医疗总费用上升 22%。可见，学术界关于门诊共济改革的支出效应尚未形成一致的结论。由于学术

界对改革的“支出效应”（即对医疗费用的影响）结论不一，这为后续评估其对基金可持续性的影响带来了不确定性。厘清这一效应，是精准预测基金运行状况的前提。因此，本文首先测算了门诊共济改革的支出效应。

（三）门诊共济改革对统筹基金可持续运行的影响

本文的主要目的是研究门诊共济改革下基金的运行状况，以此从宏观上把控基金运行风险，保障制度平稳。门诊共济改革这种不确定的支出效应，最终会对基金产生什么影响？对此，学界开展了广泛研究，结论普遍发现，改革有利于基金可持续运行。

杨松等（2024）认为，职工门诊共济改革实现了门诊对住院的替代，而门诊费用通常低于住院费用，因此有利于促进医保基金可持续发展。谢培轩和张慧（2021）认为，增强门诊共济保障功能会促进参保人在门诊就医，在一定程度上减少住院行为，从而降低统筹基金超支风险；因此门诊共济保障功能越高，统筹基金超支风险越小。从全国范围看，曾益等（2021）利用精算模型发现，若自2022年起实施“部分门诊共济”且门诊费用报销比例为50%或75.60%，基金开始出现累计赤字时点可分别推迟5年和3年。从地市级层面看，李爱芹和赵宇（2024）通过构建保险精算模型指出，中长期来看门诊共济改革可能导致职工医保统筹基金财务状况恶化，加重支出负担。但毛宗福和侯宜坦（2024）年基于E市数据发现，相较于无政策干预，门诊共济改革后当期赤字发生时间延后20年，但2050年以前统筹基金仍面临穿底风险。

综上所述，学界已从理论层面分析了门诊共济改革对统筹基金可持续的影响，并有部分文献提供了相应数据支撑。然而，结合本文对政策效应的概括，现有研究在预测统筹基金财务状况时，只考虑改革的收入效应和扩面效应，而忽视了支出效应，可能导致测算偏差，需使用更加科学的方法加以衡量。本文尝试提供更加全面系统的研究方法和视角，将微观计量分析与宏观精算模拟相结合，以此更为精准测算基金的运行状况。

三、计量分析：门诊共济改革的支出效应

（一）数据来源与变量设置

1. 数据来源

本研究依托2018年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据集及手动整理的各地城镇职工医疗保险门诊共济改革政策文件。鉴于研究重点为职工医保门诊共济改革，数据筛选时仅保留城镇职工医保（包括公费医疗）样本，剔除其他医疗保险类型数据。同时，为确保数据完整性和分析准确性，对主要控制变量的缺失值和异常值进行严格清洗和剔除，最终得到职工医保有效样本867个。

2. 变量设置

为评估门诊共济改革的影响，参考朱凤梅（2021）的做法，选取医疗费用相关指标作为被解释变量，具体包括自我治疗费用、门诊费用和住院费用。数据来源于CHARLS中个体医疗成本部分，

涵盖了参与者在过去一个月内的自我治疗费用、门诊费用及过去一年内住院费用的自付部分。其中，自我治疗费用指参与者自行购药支出（不含处方药费用），门诊费用^①和住院费用则分别指在医疗机构接受治疗时的费用。为了减少极端值的影响并满足统计分析需要，对这些费用变量进行对数平滑处理。关键解释变量是门诊共济改革的实施情况。详见表 1。

本文参考朱凤梅（2021）、刘宏等（2024）、曹清华和宋海伦（2022）、黄家林和傅虹桥（2021）等的研究，将职工医保参保人的人口特征和健康特征作为控制变量纳入模型，具体包括年龄、年龄平方、性别、受教育程度、婚姻状况、健康状况等。变量描述性统计结果详见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计结果

| | 样本量 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------------|-----|----------|---------|-------|--------|
| 年门诊总费用对数 | 838 | 0.645 | 2.415 | 0 | 12.794 |
| 年住院总费用对数 | 765 | 0.289 | 1.699 | 0 | 14.152 |
| 政策实施（1=是） | 838 | 0.310 | 0.463 | 0 | 1 |
| 年龄 | 838 | 54.600 | 6.613 | 45 | 89 |
| 年龄平方数 | 838 | 3024.870 | 777.163 | 2025 | 7921 |
| 性别（1=男） | 838 | 0.690 | 0.463 | 0 | 1 |
| 受教育水平 | 838 | 5.938 | 1.770 | 1 | 11 |
| 配偶（1=有） | 838 | 0.938 | 0.241 | 0 | 1 |
| 健康状况（1=健康） | 838 | 0.924 | 0.266 | 0 | 1 |
| 慢性病（1=有） | 838 | 0.393 | 0.489 | 0 | 1 |
| 是否因病残提前退休（1=是） | 838 | 0.005 | 0.069 | 0 | 1 |
| 收入对数 | 838 | 10.423 | 0.985 | 1.792 | 13.017 |

注：门诊和住院费用的样本量差异源于部分受访者在调查期内未发生住院行为。

（二）模型设定与回归结果

1. 模型设定

本文使用模型见式（1）。其中， Y 为被解释变量，表示过去一年的医疗费用（门诊及住院），取对数处理。 X_i 为解释变量，表示是否实施门诊共济改革（ $X_i=1$ 代表已实施， $X_i=0$ 代表未实施）； $Control_i$ 表示各个控制变量； β_0 、 β_1 、 β_2 表示模型参数（ β_0 为常数项； β_1 为解释变量的系数，反映实施改革后个体医疗费用相对于未实施的百分比变化， β_2 表示各控制变量的系数）， ε_i 为随机误差项。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

2. 实证结果

表 3 结果显示，门诊共济改革使改革地区人均门诊费用显著增加 60.00%（ $e^{0.470}-1$ ），即改革推高了门诊费用，而对住院费用无显著影响。

^① 为保持门诊费用度量的一致性，本文参考曹清华和宋海伦（2022）的做法，对 CHARLS 数据库中按“近一个月”调查获取的门诊费用进行了年化处理，并在此基础上取自然对数。

价格弹性理论揭示了医疗服务需求对价格变化的敏感性，表明当患者自付比例下降时，对门诊服务的需求会相应增加。一方面，门诊共济改革可能使患者在非必要情况下更频繁地使用医疗服务（朱铭来、郑先平，2020）。另一方面，患者可能会根据初始费用（较低的共付费用）这一“锚点”决定是否寻求医疗服务，从而倾向于更多使用医疗服务。改革通过减少患者门诊直接支付负担，实质降低了门诊服务的经济门槛，使更多个体能够承担定期体检和早期及时治疗的费用，从而刺激市场需求增长（傅卫、赵东辉，2020）。在供给侧，医疗机构和服务提供者可能预期患者数量增加，从而扩大服务规模或引入更先进的医疗技术和治疗方法。这种扩张虽在短期内推高成本，但从长期看有助于提升整个医疗行业的效率和质量。然而，就短期而言，本研究的实证结果表明，改革通过降低经济门槛，显著刺激了门诊服务需求，从而助推了门诊费用的增长。

表 3 门诊共济改革对医疗费用影响的基准回归结果

| 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 门诊费用 | | 住院费用 ^① | |
| 政策实施 | 0.531*** (0.203) | 0.470** (0.229) | -0.079 (0.130) | 0.004 (0.139) |
| 年龄 | | 0.250** (0.112) | | 0.164 (0.108) |
| 年龄平方 | | -0.002** (0.001) | | -0.001 (0.001) |
| 性别 | | -0.524** (0.209) | | 0.066 (0.135) |
| 受教育水平 | | 0.147*** (0.047) | | 0.024 (0.038) |
| 配偶 | | 0.185 (0.315) | | -0.315 (0.349) |
| 健康状况 | | -1.462*** (0.535) | | -2.071*** (0.633) |
| 慢性病 | | 0.415** (0.182) | | 0.335** (0.142) |
| 是否因病残提前退休 | | -0.498 (0.350) | | -0.140 (0.111) |
| 收入对数 | | -0.140 (0.144) | | -0.001 (0.090) |
| 地区固定效应 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 |
| 控制变量 | 未控制 | 已控制 | 未控制 | 已控制 |
| 常数项 | 0.480*** (0.088) | -4.958 (3.521) | 0.314*** (0.075) | -3.138 (2.948) |
| R ² | 0.010 | 0.077 | 0.000 | 0.123 |
| N | 838 | 838 | 765 | 765 |

注：括号内数值为标准误；*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平下显著。列（2）和列（4）均控制了地区固定效应及正文所列控制变量。回归方法为普通最小二乘法（OLS）。

① 本文遵循实证研究惯例，逐步引入控制变量展示估计结果的稳健性。模型（3）未加入控制变量时 R² 较低，加入控制变量后（模型 4）R² 提升至 0.123，体现了控制变量的必要性。

（三）稳健性检验

考虑到门诊共济改革实施信息可能存在测量偏误，本文进一步引入“个体是否在调查期间实际发生门诊就医行为”作为替代变量，以反映改革对就医行为的影响。同时，为控制混杂变量并增强因果推断的可靠性，本文采用倾向得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法，构建 Logit 模型估计个体所在地区实施门诊共济改革的概率，并使用核匹配（Kernel Matching）对处理组与对照组样本进行配对，从而在协变量均衡的条件下模拟准自然实验环境，缓解选择偏差问题。相较于卡尺匹配，核匹配利用控制组中所有样本的加权信息进行匹配，能够在保证匹配质量的同时尽可能减少样本损失。稳健性检验结果详见表 4，匹配后回归结果与基准回归结果基本一致，表明结论稳健。

表 4 稳健性检验结果

| 变量名称 | 更换被解释变量 | 倾向得分匹配法检验结果 |
|------------|----------------------|--------------------|
| | 就医行为（是否去门诊） | 门诊年总费用（取对数） |
| 是否开展门诊共济改革 | 0.397** (0.171) | 0.479** (0.231) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 地区固定效应 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | -10.095** (4.245) | -6.989 (5.531) |
| R^2 | - | 0.087 |
| N | 834 | 624 |

注：括号内数值为标准误；*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平下显著。

四、精算分析：门诊共济改革下统筹基金的财务状况

前文计量分析证实，门诊共济改革显著推高了门诊费用，但对住院费用影响不显著。这一结论引出了新的问题：由改革引发的医疗费用结构变化，将如何传导至宏观层面，进而影响统筹基金的财务可持续性？

针对上述问题，本文通过构建精算模型，进一步探究门诊共济改革对统筹基金财务运行状况的影响。首先，参考已有研究，模拟了仅考虑收入效应和扩面效应下统筹基金的运行状况；其次，进一步模拟了考虑门诊共济改革全部政策效应下统筹基金的运行状况，这也是本文在模型构建上的主要创新；最后，研究了进阶式门诊共济改革对统筹基金运行状况的影响。本文将预测截止期设置为 2050 年，属于中长期精算预测。

（一）精算模型

1. 统筹基金收入模型

达到法定缴费年限的退休职工无需缴费即可享受医保待遇。因此统筹基金收入主要取决于在职职工参保人数、实际缴费工资基数及缴费率。

$$FI_i = E_i \times W_{2023} \times \prod_{t=2024}^i (1+w_t) \times I_i \times P_i \quad (2)$$

式(2)中, FI_i 为 i 年统筹基金收入; E_i 为在职职工参保人数; W_{2023} 为 2023 年实际缴费工资基数; w_t 为 t 年实际缴费工资基数增长率; I_i 为 i 年单位医疗保险缴费率; P_i 为 i 年单位缴费划入统筹基金的比例。

2. 统筹基金支出模型

实施门诊共济改革后, 参保职工普通门诊费用纳入统筹基金支付范围。

$$FD_i = (E_i \times HE_{e,i} + R_i \times HE_{r,i}) \times R_h + (E_i \times OE_{e,i} + R_i \times OE_{r,i}) \times R_o + F_{i-1} \times (1+h) + R_i \times OP_i \times op \quad (3)$$

式(3)中, FD_i 为 i 年统筹基金支出; $HE_{e,i}$ 和 $HE_{r,i}$ 分别为 i 年在职职工和退休职工人均住院费用; R_i 为退休职工参保人数; R_h 和 R_o 分别为统筹基金住院费用和门诊费用实际报销比例; $OE_{e,i}$ 和 $OE_{r,i}$ 分别为 i 年在职职工和退休职工人均门诊费用; F_i 为 i 年生育保险基金支出; h 为生育保险基金支出增长率; OP_i 为 i 年基本养老金平均水平; op 为统筹基金划入退休职工个人账户的比例(以基本养老金水平为基准)。其他符号意义同上。

3. 统筹基金结余模型

统筹基金当期结余等于基金收入减去基金支出。

$$CB_i = FI_i - FD_i \quad (4)$$

式(4)中, CB_i 为 i 年统筹基金当期结余。其他符号意义同上。

$$AB_i = \begin{cases} AB_{i-1} \times (1+r_1) + CB_i \times (1+r_2) & (AB_{i-1} \geq 0 \cap CB_i \geq 0) \\ (AB_{i-1} + CB_i) \times (1+r_2) & (AB_i \geq 0 \cap CB_i \leq 0) \\ AB_{i-1} + CB_i & (AB_i \leq 0) \end{cases} \quad (5)$$

式(5)中, AB_i 为 i 年统筹基金累计结余; r_1 表示累计结余额计息利率; r_2 表示当期结余额计息利率。其他符号意义同上。

(二) 参数假定

1. 职工医保参保人数相关参数

首先, 全国人口总数预测。本文以 2020 年第七次全国人口普查数据为基础, 采用队列要素法预测我国未来人口数量。具体过程为: 将上一年分性别、年龄的城乡人口乘相应生存概率, 得到下一年分性别、年龄的城乡人口自然增长数量; 再结合分年龄、性别的城乡人口迁移率, 得到机械增长数量; 二者相加得到分类别人口总数。将上一年分城乡、年龄的育龄妇女(15 ~ 49 岁)人数乘以分年龄别生育率, 并考虑性别比和城乡比, 得到下一年城乡新生儿数量。第七次全国人口普查数据显示, 城乡女性总和生育率分别为 1.20 和 1.54, 全国总和生育率为 1.30。本文参考联合国《世界人口展望 2022》相关设定, 假定 2024 ~ 2029 年、2030 ~ 2039 年、2040 ~ 2049 年和 2050 年之后我国总和生育率分别为 1.30、1.27、1.35 和 1.39。假设测算期内城乡育龄女性总和生育率和分年龄段生育率与全国总和生育率保持同比例变化。

其次，职工参保率及其增长率预测。根据国家医保局和国家统计局数据，职工参保率从2013年的20.17%上涨至2023年的26.31%^①，每年线性增长0.61%。随着职工医保制度逐步完善，预计更多劳动就业人员将参加职工医保，本文假设职工参保率每年线性增长0.61%。

再次，职工在职退休比预测。职工在职退休比从2013年的2.95下降至2023年的2.71，年均下降0.02^②，主要原因是退休职工数量快速增加。随着人口老龄化加深，退休职工参保人数将保持较快增长。参考李爱芹和赵宇（2024）的研究，本文假设测算期间内职退比线性下降，每年线性减少0.02。

最后，职工医保参保人数预测。全国人口总数乘以职工参保率得到参保职工总数。在职职工参保人数 = 参保职工总人数 × 职退比 / (1 + 职退比)，退休职工参保人数 = 参保职工总人数 / (1 + 职退比)。

2. 筹资相关参数

首先，缴费率预测。2019年，国务院办公厅印发《关于全面推进生育保险和职工基本医疗保险合并实施的意见》，文件指出，按照用人单位参加生育保险和职工基本医疗保险的缴费比例之和确定新的用人单位职工基本医疗保险费率。国家医保局数据显示，全国职工医保单位缴费率为7.50%^③。《指导意见》明确单位缴纳的基本医疗保险费全部计入统筹基金，因此改革后单位缴费划入统筹基金的比例为100%，基金收入筹资率为7.50%（7.50% × 100%），假设预测期内保持不变。

其次，实际缴费工资基数及其增长率预测。2023年实际缴费工资基数经计算约为81578.90元/人（165803000/27099/0.075）。参考王翠琴等（2017）、幸超（2018）研究，假定我国2023 ~ 2030年、2031 ~ 2040年和2041 ~ 2050年GDP年平均增速分别为5.50%、4.30%和3.50%，并假设实际缴费工资基数增长率与GDP增速保持一致。

3. 待遇相关参数

首先，2023年人均住院及门诊费用。根据《2023年全国医疗保障事业发展统计公报》，职工次均住院费用为12175元，在职职工住院率为11.93%，退休人员住院率为49.02%。据此计算，在职职工人均住院费用为1452.48元（12175 × 11.93%），退休职工人均住院费用为5968.19元（12175 × 49.02%）。2023年职工医保参保人员医疗机构发生医药费用为17408.48亿元，在职职工医疗费用7501.76亿元，退休人员医疗费用9906.71亿元。可推知在职职工门诊总费用为3565.68

① 2013年职工医保参保总人数为27443万人，全国人口总数为136072万人；2023年职工医保参保总人数为37095万人，全国人口总数为140967万人。数据分别来源于：《2013年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》、《2013年国民经济和社会发展统计公报》、《2023年全国医疗保障事业发展统计公报》和《2023年国民经济和社会发展统计公报》。

② 数据来源于：《2019年全国医疗保障事业发展统计公报》和《2023年全国医疗保障事业发展统计公报》。

③ 国家医疗保障局，2024，《国家医疗保障局对十四届全国人大一次会议第5525号建议的答复》，国家医保局官方网站（http://www.nhsa.gov.cn/art/2024/11/2/art_110_11875.html）。

亿元(7501.76-1452.48×2.7099), 退休职工门诊总费用为3940.91亿元(9906.71-5968.19×0.9996)。计算得在职职工人均门诊费用为1315.80元(3565.68/2.7099), 退休职工人均门诊费用为3942.49元(3940.91/0.9996)。

其次, 医疗费用增长率。人口因素和非人口因素均助推人均医疗费用增长。本文借鉴 Mayhew (2000) 提出的“增长因子”方法来预测未来人均医疗费用增长率。

$$H(t)=H(0)\times\exp t(r_u+r_p) \quad (6)$$

式(6)中, $H(0)$ 表示基期(2023年)人均医疗费用, $H(t)$ 表示 t 时点人均医疗费用; r_p 和 r_u 分别表示人口因素和非人口因素带来的医疗费用增长率。本文将人口因素带来的增长率设定为1%。参考贾新丽和李红艳(2023)的研究, 本文将非人口因素带来的人均医疗费用增长率设定为比实际缴费工资基数增长率高1%。

再次, 统筹基金实际住院费用和门诊费用报销比例。统筹基金实际医疗费用报销比例指次均统筹基金支出占次均医疗费用的比例。根据《2020年全国医疗保障事业发展统计公报》数据计算, 2012-2020年该比例分别为70.03%、70.45%、70.56%、70.50%、70.13%、69.90%、70.11%、66.66%、64.94%。剔除2020年疫情波动影响, 近八年平均比例为69.79%, 本文取整数为70%。该比例已处于较高水平, 增长空间有限, 而医保待遇具有刚性, 下降概率较低, 因此假设其保持不变。《指导意见》规定普通门诊统筹覆盖职工医保全体参保人员, 政策范围内支付比例从50%起步, 但实际报销比例通常低于政策范围内比例。参考实际住院报销比例一般低于政策范围内比例约15个百分点, 本文假设统筹基金实际门诊费用报销比例为35%, 并保持不变。

再次, 生育保险基金支出及相关参数。生育保险支出由2019年的792.07亿元增长至2023年的1177.23亿元, 年均增长10.41%。随着生育保障日益受到重视, 预计生育保险基金预计仍将保持较快增长, 故假设未来年均增长率仍为10.41%。

最后, 退休职工基本养老金平均水平及其相关参数。退休人员个人账户原则上由统筹基金划入, 划入额度为统筹地区基本养老金平均水平的2%左右。根据《2023年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》计算, 2023年退休职工基本养老金全国平均水平约为44911.95元(637570000/14196), 划入每个退休职工个人账户的金额平均约为898.24元(44911.95×2%)。参考曾益和杨悦(2021)、张国梅等(2024)的研究, 假设养老金增长率等于缴费工资基数增长率×89%, 且测算期内划入比例保持2%不变。

4. 利率相关参数

基本医疗保险基金计息办法: 当年筹集部分按活期存款利率计息; 上年结转部分按3个月期整存整取存款利率计息。2023年仍沿用2015年央行公布的利率(3个月整存整取利率1.10%, 活期利率0.35%), 且近年来利率波动较小。参考沈思远和李华(2023)的研究, 假定利率保持不变。

五、模拟结果及讨论

（一）基准情形：不考虑门诊共济改革的支出效应

结合我国门诊共济改革最新情况，此情形下各参数保持上述假设，预测 2023 ~ 2050 年统筹基金财务运行状况。

表 5 门诊共济改革下统筹基金的财务运行状况

| 年份 | 基金收入（亿元） | 基金支出（亿元） | 当期结余（亿元） | 累计结余（亿元） |
|------|----------|-----------|-----------|------------|
| 2023 | 16580.30 | 11652.77 | 4927.53 | 26316.05 |
| 2024 | 17934.86 | 12892.71 | 5042.15 | 31665.32 |
| 2025 | 19315.47 | 14233.31 | 5082.16 | 37113.60 |
| 2036 | 38520.62 | 37934.51 | 586.11 | 84391.78 |
| 2037 | 40633.10 | 41147.90 | -514.80 | 84170.55 |
| 2038 | 42834.14 | 44614.74 | -1780.60 | 82678.32 |
| 2045 | 58625.39 | 75150.77 | -16525.38 | 19063.69 |
| 2046 | 60987.91 | 80652.15 | -19664.24 | -600.55 |
| 2047 | 63391.41 | 86514.14 | -23122.73 | -23723.27 |
| 2048 | 65833.31 | 92758.37 | -26925.06 | -50648.33 |
| 2049 | 68313.33 | 99410.89 | -31097.56 | -81745.90 |
| 2050 | 70842.27 | 106513.79 | -35671.52 | -117417.41 |

注：1. 当期结余为负代表出现当期赤字，累计结余为负代表出现累计赤字。2. 因篇幅限制，仅保留关键年份数据。3. 因四舍五入的原因，表格数值可能存在 0.01 的误差，不影响结果。下表同。

由表 5 可知，2023 ~ 2050 年基金收入年均增长 5.53%，至 2050 年达 70842.27 亿元；基金支出年均增长 8.54%，至 2050 年达 106513.79 亿元，收入增速低于支出增速 3.01 个百分点。2037 年基金首次出现当期赤字，随后赤字快速扩大，2050 年达 35671.52 亿元。医疗保险基金专款专用，累计结余资金主要用于弥补赤字。2037 年前未出现当期赤字，累计结余逐年增长；2037 年出现赤字消耗结余资金，至 2046 年累计结余首次为负，即基金开始穿底，此后五年累计赤字规模达 117417.41 亿元。

结合表 5 可知，基金当期结余整体呈先缓升后快降趋势，主要原因是前期基金收入增长快于支出，后期则相反。门诊共济改革实施后，原计入个人账户的部分资金（约为单位缴费的 30%）计入统筹基金，使基金收入在 2023 年大幅增加（较 2022 年增加 3420.13 亿元），但此后筹资水平趋于稳定，收入增长主要依赖参保人数和缴费基数增长，增速放缓。改革虽然扩大了基金支付范围，但由于前期门诊费用较低且实际报销比例不高，基金支出增长相对缓慢（2023 年支出高于 2022 年增加 2094.37 亿元）。两方面叠加使基金当期结余在初期保持较高水平并缓慢增长。但随着医疗需求释放和人口老龄化程度加深，医疗费用快速增长导致支出快速上升，而筹资水平稳定使基金收入增

长滞后，当期结余快速下降，后期赤字规模大。当期赤字的快速增长又加速累计赤字的积累，短期内造成庞大赤字规模。

（二）情形二：考虑门诊共济改革的支出效应

门诊共济改革的支出效应会直接反映在职工医疗费用的变化上，进而影响统筹基金。本文计量结果显示，改革使门诊费用平均增加 60.00%，对住院费用无显著影响（即住院费用增长 0%）。

表 6 门诊共济改革全部政策效应下统筹基金的财务运行状况（本文结论）

| 年份 | 基金收入（亿元） | 基金支出（亿元） | 当期结余（亿元） | 累计结余（亿元） |
|------|----------|-----------|-----------|------------|
| 2023 | 16580.30 | 11652.77 | 4927.53 | 26316.05 |
| 2024 | 17934.86 | 14643.03 | 3291.84 | 29908.89 |
| 2025 | 19315.47 | 16168.40 | 3147.07 | 33395.97 |
| 2031 | 29215.09 | 28526.95 | 688.13 | 48000.75 |
| 2032 | 30916.67 | 31008.71 | -92.04 | 48076.39 |
| 2033 | 32695.49 | 33690.00 | -994.51 | 47246.66 |
| 2034 | 34553.89 | 36585.84 | -2031.95 | 45372.96 |
| 2035 | 36494.81 | 39712.88 | -3218.08 | 42302.43 |
| 2040 | 47529.68 | 59477.76 | -11948.08 | 2484.91 |
| 2041 | 49643.15 | 63961.22 | -14318.07 | -11833.16 |
| 2042 | 51812.03 | 68750.13 | -16938.09 | -28771.26 |
| 2048 | 65833.31 | 104905.69 | -39072.39 | -202003.93 |
| 2049 | 68313.33 | 112364.97 | -44051.64 | -246055.56 |
| 2050 | 70842.27 | 120321.04 | -49478.77 | -295534.33 |

注：本表在模拟 2024 年及以后的基金支出时，将前文计量分析得到的“门诊费用增加 60%”的效应，作为一次性冲击纳入精算模型的门诊费用基数中。下表同。

由表 6 可知，2023 ~ 2050 年基金收入与基准情形一致；基金支出年均增长 9.03%，至 2050 年达 120321.04 亿元，收入增速低于支出增速 3.50 个百分点。2032 年基金开始出现当期赤字，较基准情形提前 5 年。此后累计结余资金为弥补赤字逐年减少，2041 年基金开始穿底，较基准情形提前 5 年，十年累计赤字规模高达 295534.33 亿元。可见，若综合考虑门诊共济改革的全部效应，基金穿底时间提前，且累计赤字增加 178116.92 亿元。

综合两种情形可知，纳入全部政策效应会使统筹基金支出增加，主要原因是改革不仅未显著降低住院费用，还大幅提高了门诊费用，导致基金支出明显增加。该情形下当期结余逐年下降，且始终低于基准情形，导致累计结余始终较低，累计赤字更高，基金整体运行状况更差。

由于本文计量显示改革对住院费用无显著影响，为进一步验证结论，参考朱凤梅等（2021）的研究，其指出改革使年住院费用下降 14.27%（ $e^{-0.154}-1$ ）、年门诊费用提高 92.71%（ $e^{0.656}-1$ ）。

表 7 门诊共济改革全部政策效应下统筹基金的财务运行状况（参考结论）

| 年份 | 基金收入（亿元） | 基金支出（亿元） | 当期结余（亿元） | 累计结余（亿元） |
|------|----------|-----------|-----------|------------|
| 2023 | 16580.30 | 11652.77 | 4927.53 | 26316.05 |
| 2024 | 17934.86 | 14497.96 | 3436.90 | 30054.46 |
| 2025 | 19315.47 | 16007.18 | 3308.29 | 33704.93 |
| 2032 | 30916.67 | 30686.73 | 229.94 | 50554.81 |
| 2033 | 32695.49 | 33338.57 | -643.08 | 50086.42 |
| 2034 | 34553.89 | 36202.48 | -1648.59 | 48607.36 |
| 2040 | 47529.68 | 58838.79 | -11309.11 | 8959.40 |
| 2041 | 49643.15 | 63272.08 | -13628.93 | -4669.53 |
| 2042 | 51812.03 | 68007.36 | -16195.32 | -20864.86 |
| 2048 | 65833.31 | 103758.08 | -37924.77 | -188297.56 |
| 2049 | 68313.33 | 111134.14 | -42820.81 | -231118.37 |
| 2050 | 70842.27 | 119001.61 | -48159.34 | -279277.71 |

注：因篇幅限制，仅保留关键年份的数据。

由表 7 可知，基金仍于 2033 年开始出现当期赤字，较本文结论晚 1 年，较基准情形提前 4 年；仍于 2041 年穿底，较基准情形提前 5 年，十年累计赤字规模达 279277.71 亿元。主要原因是虽然门诊费用基数和报销比例均远低于住院，但支出效应下人均门诊费用增长幅度远高于住院费用下降幅度，导致住院基金支出减少额小于门诊基金支出增加额，总体基金支出增加。基金当期结余和累计结余整体变化与本文结论基本一致。可见，即使支出效应的具体数值不同，导致基金支出增加的原因也有所不同，但纳入支出效应仍会使基金穿底时间提前，累计赤字大幅增加。

综上所述，纳入门诊共济改革的支出效应会提前基金穿底时间，不利于基金可持续；即若不考虑支出效应，相关精算结果会高估基金可持续性。但无论是否考虑支出效应，改革前期均可促进资金积累，但后期会产生更高的当期赤字，长期看不利于基金平稳运行。因此，为促进基金长期平稳运行，在改革实施一段时间后，有必要采取政策干预以改善基金收支平衡。

（三）政策深化情形：取消个人账户并提高待遇

为进一步探究改革的深化路径，本文设定了一种‘政策深化情景’（即前文摘要所称的‘进阶改革方案’），假设自 2036 年起全面取消个人账户，在职职工个人缴费全部计入统筹基金，即统筹基金筹资水平为 9.50%（收入效应），且统筹基金不再向退休职工个人账户划拨资金（划出效应）。深化个人账户改革需考虑权益置换以确保平稳过渡（田勇等，2018）。故进一步假设 2036 年同步提升门诊保障水平，将实际门诊报销比例提高至 50%（保障效应）。改革必然导致医疗费用相对变化，因此 2035 年及之前采用政策效应（本文结论）下的财务状况。实施进阶改革后，对就医行为和医疗费用的影响难以预测，故参照已实施的改革，仍设置未考虑支出效应和考虑支出效应（本文结论）两种情形。

表 8 进阶式门诊共济改革下统筹基金的财务运行状况

| 年份 | 情形三：未考虑支出效应 | | | | 情形四：考虑支出效应 | | |
|------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 基金收入 (亿元) | 基金支出 (亿元) | 当期结余 (亿元) | 累计结余 (亿元) | 基金支出 (亿元) | 当期结余 (亿元) | 累计结余 (亿元) |
| 2035 | 36494.81 | 39712.88 | -3218.08 | 42302.43 | 39712.88 | -3218.08 | 42302.43 |
| 2036 | 48792.78 | 39412.54 | 9380.24 | 52180.83 | 46775.30 | 2017.49 | 44792.31 |
| 2037 | 51468.60 | 42798.41 | 8670.19 | 61455.36 | 50773.47 | 695.13 | 45982.58 |
| 2038 | 54256.58 | 46454.01 | 7802.57 | 69961.25 | 55087.50 | -830.92 | 45309.70 |
| 2039 | 57158.28 | 50398.50 | 6759.78 | 77514.26 | 59739.47 | -2581.19 | 42878.05 |
| 2040 | 60204.26 | 54675.70 | 5528.56 | 83914.82 | 64781.17 | -4576.91 | 38435.20 |
| 2041 | 62881.32 | 58869.20 | 4012.12 | 88864.05 | 69707.84 | -6826.52 | 31719.31 |
| 2042 | 65628.58 | 63353.58 | 2274.99 | 92124.51 | 74971.00 | -9342.42 | 22455.20 |
| 2043 | 68443.19 | 68145.67 | 297.52 | 93436.45 | 80589.39 | -12146.20 | 10345.09 |
| 2044 | 71321.64 | 73262.78 | -1941.14 | 91815.54 | 86582.22 | -15260.58 | -4915.49 |
| 2045 | 74258.83 | 78721.96 | -4463.13 | 87658.14 | 92968.17 | -18709.34 | -23624.83 |
| 2046 | 77251.36 | 84542.94 | -7291.58 | 80647.84 | 99768.99 | -22517.63 | -46142.46 |
| 2047 | 80295.79 | 90746.79 | -10451.00 | 70442.53 | 107007.82 | -26712.03 | -72854.48 |
| 2048 | 83388.86 | 97356.23 | -13967.37 | 56672.83 | 114709.55 | -31320.69 | -104175.17 |
| 2049 | 86530.22 | 104398.60 | -17868.38 | 38940.26 | 122904.43 | -36374.21 | -140549.38 |
| 2050 | 89733.54 | 111918.20 | -22184.66 | 16814.25 | 131642.85 | -41909.30 | -182458.68 |

注：因支出效应不影响基金收入，考虑支出效应的基金收入并未重复列出。本表在模拟 2035 年及以后的基金支出时，将所有政策效应作为一次性冲击纳入精算模型中。

由表 8 可知，无论是否考虑支出效应，2035 ~ 2050 年基金收入年均增长 6.18%，至 2050 年达 89733.54 亿元；未考虑支出效应下，基金支出年均增长 7.15%，收入增速低于支出 0.97 个百分点；考虑支出效应下，基金支出年均增长 8.32%，收入增速低于支出 2.14 个百分点。未考虑支出效应时，基金于 2044 年再次出现当期赤字，至 2050 年未穿底；考虑支出效应时，基金于 2038 年再次出现当期赤字（提前 6 年），并于 2044 年开始穿底，至 2050 年累计赤字达 182458.68 亿元。考虑支出效应下，2050 年累计结余较未考虑支出效应低 199272.93 亿元。

可见，进阶式改革下支出效应仍使基金支出高于未考虑支出效应，两种情形下当期结余均呈下降趋势。但由于支出效应推高基金支出，未考虑支出效应的当期结余始终较高，且二者差距逐渐扩大。主要原因与前述分析一致。

进阶式改革相较于单一改革更能促进基金可持续，原因有二：一是取消个人账户使个人账户资金全部划入统筹基金，筹资水平上升 2%，基金收入大幅增长（如 2036 年较单一改革增加 10272.16 亿元），同时不再向退休职工账户划拨资金，支出相对减少（如 2036 年少划拨 2203.39 亿元）。二是提高门诊报销比例导致前期基金支出增长相对较少（如未考虑支出效应下 2036 年支出相较于单一改革仅增加 1478.03 亿元）。二者叠加使 2036 年当期结余明显增加。但此后筹资水平稳定，收入增长有限，而医疗费用增速较快且门诊报销比例提高，导致当期结余快速下降，后期赤字仍较大。当期赤字快速增长又使累计结余迅速下降。进阶式改革前期大幅提升当期结余，促进基金积累，延迟赤字发生时间，延长累计结余积累期，使基金在 2050 年前未穿底；但由于支出效应推高门诊费用，

且门诊报销比例提高，基金支出增长较快，考虑支出效应基金于 2044 年穿底。

综上所述，无论是否考虑政策效应，进阶式门诊共济改革均具有积极意义：有利于促进基金积累，推迟基金穿底发生节点。但另一方面，其仍无法改变后期大额当期亏空的状态，甚至加剧累计资金消耗，长期看仍影响基金平稳运行。因此，仅依赖于门诊共济改革不能促进基金平稳运行，需多措并举以增加收入、控制支出，改善收支平衡。

（四）敏感性分析

为检验关键参数变化是否影响主要结论，本文对部分参数进行敏感性分析。其中，参保率影响职工参保人数，进而影响基金收支；职退比影响参保人员结构，引起基金收支相对变化。因此，调整这两个参数的设定值，对比结论是否显著改变。

1. 参保率的敏感性分析

前述情形设定参保率每年线性增长 0.61%，敏感性分析中调整为 0.50%。调整后，门诊共济改革后基金仍会出现穿底；纳入支出效应仍会提前穿底时间；进阶式改革有利于促进基金可持续；各种情形下改革后期当期赤字较大的结论均保持不变。具体结果如表 9 所示。

表 9 参保率的敏感性分析

| | 当期赤字时点 (年) | 累计赤字时点 (年) | 2050 年当期结余 (亿元) | 2050 年累计结余 (亿元) | |
|---------------|----------------------|------------------|--------------------|--------------------|------------|
| 参保率为 0.61% | 门诊共济改革 (未考虑政策效应) | 2037 年 (首次出现) | 2046 年 (首次出现) | -35671.52 | -117417.41 |
| | 门诊共济改革 (本文结论政策效应) | 2032 年 (首次出现) | 2041 年 (首次出现) | -49478.77 | -295534.33 |
| | 门诊共济改革 (参考结论政策效应) | 2033 年 (首次出现) | 2041 年 (首次出现) | -48159.34 | -279277.71 |
| | 进阶式改革 (未考虑政策效应) | 2044 年 (再次出现) | — | -22184.66 | 16814.25 |
| | 进阶式改革 (考虑政策效应) | 2038 年 (再次出现) | 2044 年 (首次出现) | -41909.30 | -182458.68 |
| | 门诊共济改革 (未考虑政策效应) | 2037 年 (首次出现) | 2046 年 (首次出现) | -34336.25 | -114791.08 |
| 参保率为 0.50% | 门诊共济改革 (本文结论政策效应) | 2032 年 (首次出现) | 2041 年 (首次出现) | -47152.69 | -283507.85 |
| | 门诊共济改革 (参考结论政策效应) | 2033 年 (首次出现) | 2041 年 (首次出现) | -45927.95 | -268112.81 |
| | 进阶式改革 (未考虑政策效应) | 2043 年 (再次出现) | — | -21817.22 | 9369.30 |
| | 进阶式改革 (考虑政策效应) | 2038 年 (再次出现) | 2044 年 (首次出现) | -40126.41 | -177063.98 |

注：当期结余表明基金当期收不抵支，累计结余为负值表示基金出现‘穿底’（即累计赤字）。符号后面的数字表示赤字规模。‘—’表示在 2050 年及之前未出现累计赤字。因若考虑全部政策效应，进阶式门诊共济改革前已出现当期赤字，但由于政策调整调节当期收支，会出现一段时期基金结余，因此称再次出现。下表同。

2. 职退比的敏感性分析

前述情形均设定职退比每年线性下降 0.02，敏感性分析中调整为 0.03。调整后，主要结论未发生变化。结果如表 10 所示。

表 10 职退比的敏感性分析

| | 当期赤字时点 (年) | 累计赤字时点 (年) | 2050 年当期结余 (亿元) | 2050 年累计结余 (亿元) | |
|--------------|----------------------|------------------|--------------------|--------------------|------------|
| 职退比为 0.02 | 门诊共济改革 (未考虑政策效应) | 2037 年 (首次出现) | 2046 年 (首次出现) | -35671.52 | -117417.41 |
| | 门诊共济改革 (本文结论政策效应) | 2032 年 (首次出现) | 2041 年 (首次出现) | -49478.77 | -295534.33 |
| | 门诊共济改革 (参考结论政策效应) | 2033 年 (首次出现) | 2041 年 (首次出现) | -48159.34 | -279277.71 |
| | 进阶式改革 (未考虑政策效应) | 2044 年 (再次出现) | — | -22184.66 | 16814.25 |
| | 进阶式改革 (考虑政策效应) | 2038 年 (再次出现) | 2044 年 (首次出现) | -41909.30 | -182458.68 |
| | 门诊共济改革 (未考虑政策效应) | 2036 年 (首次出现) | 2045 年 (首次出现) | -40088.61 | -155115.67 |
| 职退比为 0.03 | 门诊共济改革 (考虑政策效应) | 2032 年 (首次出现) | 2040 年 (首次出现) | -54200.10 | -334636.12 |
| | 门诊共济改革 (参考结论政策效应) | 2032 年 (首次出现) | 2040 年 (首次出现) | -52797.68 | -318137.68 |
| | 进阶式改革 (未考虑政策效应) | 2043 年 (再次出现) | 2050 年 (首次出现) | -27081.49 | -25565.83 |
| | 进阶式改革 (考虑政策效应) | 2037 年 (再次出现) | 2043 年 (首次出现) | -47240.75 | -226627.35 |

六、研究结论及政策建议

本文基于 2021 年国务院办公厅印发的《关于建立健全职工基本医疗保险门诊共济保障机制的指导意见》，利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）的微观数据，采用基准回归法评估了门诊共济改革对职工门诊和住院费用的影响，并借助精算模型分析了该政策对职工医保统筹基金财务状况的具体作用。研究发现：第一，实施门诊共济改革使职工门诊费用平均提高 60.00%，而对住院费用无显著影响；第二，若只考虑改革的收入效应和扩面效应，统筹基金难以长期平稳运行，将于 2046 年出现穿底，且后期当期赤字较高；第三，若纳入改革的支出效应，统筹基金支出增加，基金开始穿底时间提前 5 年，后期当期赤字更大，表明忽略支出效应会高估基金可持续性；第四，若 2036 年取消个人账户并提高门诊待遇，则无论是否考虑支出效应，都有利于基金可持续运行，但仍无法扭转后期当期赤字较大的局面。本文为进一步优化门诊共济改革政策、促进职工医保统筹基金长期可持续运行提供了经验证据和政策建议。

门诊共济改革是我国完善职工基本医疗保险制度的关键举措。从《2023年全国医疗保障事业发展统计公报》看，改革后职工医保统筹基金当期存在大量结余，但随着医疗需求增长和人口老龄化程度加深，加之退休职工不缴费即可享受待遇的制度设计，从长远看我国职工医保统筹基金面临收支失衡挑战。本文为政策制定提供以下启示：第一，门诊共济改革前期可适度提高医保待遇，但一段时间后应结合经济发展、社会环境及基金运行状况，适时采取多种措施以促进基金平稳运行。例如，可通过完善弹性延迟退休政策、建立退休职工缴费机制、适度提高单位缴费率以增加基金收入；通过深化医保支付方式改革、规范诊疗行为、推进药品耗材集中带量采购等，控制医疗费用不合理增长，合理控制基金支出。第二，综合考虑疾病谱变化、医疗技术进步和人口老龄化等因素，适时取消个人账户，同步提高职工门诊医疗保障待遇。此举旨在满足职工医疗需求，增强统筹基金共济性，既进一步凸显医疗保险统筹共济特征，又有利于基金可持续。第三，建立健全医保基金监管体系，维护参保人员权益。利用大数据和信息技术构建并完善医保智能监控系统，实现对医保基金使用的全过程智能监控，并加大对欺诈骗保行为的惩处力度，从而保障医疗保险制度健康持续发展。

由于数据可得性限制，本文主要依托历史数据与参数化精算模型，对门诊共济保障机制改革可能产生的效果进行前瞻性预测。研究结论可视为对改革影响统筹基金运行效果的有益探讨，其具体效果仍需结合改革全面落地后的最新微观调查数据和医保结算数据，进行跟踪性的实证评估与验证。

参考文献：

- 曹清华、宋海伦，2022，《城镇职工医保门诊统筹的政策效应分析——基于 CHARLS 数据的实证检验》，《社会保障研究》第 4 期。
- 傅卫、赵东辉，2020，《职工医保门诊共济保障改革与分级诊疗制度建设》，《中国医疗保险》第 12 期。
- 何文、申曙光，2018，《医保“保小病”能否兼顾健康保障与费用控制？》，《保险研究》第 11 期。
- 黄家林、傅虹桥，2021，《补充医疗保险对老年人死亡率的影响：以大病保险为例》，《世界经济》第 10 期。
- 贾新丽、李红艳，2023，《个人账户改革对城镇职工基本医疗保险基金可持续性的影响》，《中国管理科学》第 3 期。
- 李爱芹、赵宇，2024，《“门诊共济”改革背景下南京市职工医保统筹基金的可持续性研究》，《中国卫生政策研究》第 2 期。
- 刘宏、段雪怡、王天宇，2024，《价值医疗视角下的医保门诊共济保障与居民健康》，《管理世界》第 2 期。
- 毛宗福、侯宜坦，2024，《城镇职工基本医疗保险统筹基金收支预测——基于 E 市证据的多方案模拟分析》，《河南师范大学学报（哲学社会科学版）》第 2 期。
- 沈思远、李华，2023，《“门诊共济”时代上海市职工医保基金收支风险评估与应对》，《卫生经济研究》第 1 期。
- 宋世斌，2010，《我国社会医疗保险体系的隐性债务和基金运行状况的精算评估》，《管理世界》第 8 期。
- 田勇、殷俊、薛惠元，2018，《城镇职工医疗保险个人账户改革方案设计与评估》，《经济管理》第 9 期。
- 王震、朱凤梅，2020，《职工医保门诊保障模式改革基金收支情况测算》，《中国医疗保险》第 11 期。
- 王翠琴、田勇、薛惠元，2017，《城镇职工基本养老保险基金收支平衡测算：2016 ~ 2060——基于生育政策调整和延迟退休的双重考察》，《经济体制改革》第 4 期。
- 谢培轩、张慧，2021，《基于系统动力学的增强门诊共济保障功能后职工基本医疗保险基金水平预测分析》，《中国卫生经济》第 9 期。
- 幸超，2018，《延迟退休对城镇职工医保基金收支平衡的影响——基于统筹账户的精算模型模拟分析》，《湖南农业大

学学报（社会科学版）》第3期。

杨华磊、曹顺子、郝杰，2023，《职工医保统筹基金的财政压力研究——基于门诊共济改革政策的分析》，《中国医疗保险》第11期。

杨松、钟艳红、彭美华，2024，《职工门诊统筹制度的理论依据、关键机制与潜在风险》，《卫生经济研究》第7期。

曾益、李姝、张冉，2021，《门诊共济改革、渐进式延迟退休年龄与职工医保基金可持续性——基于多种方案的模拟分析》，《保险研究》第4期。

曾益、杨悦，2021，《从中央调剂走向统收统支——全国统筹能降低养老保险财政负担吗？》，《财经研究》第12期。

张小娟、穆辰、田淼淼，2016，《城镇职工医保实施门诊统筹的影响分析——以江苏省B县为例》，《卫生经济研究》第2期。

张国梅、金浩、曾益，2024，《余缺调剂全国统筹制度下的基本养老金时空差异研究》，《河北科技大学学报》第3期。

赵久洋、郭琨，2023，《中国医疗保险基金发展的影响因素研究——基于省际面板数据的分析》，《管理评论》第8期。

朱凤梅、张小娟、郝春鹏，2021，《门诊保障制度改革：“以门诊换住院”的政策效应分析——基于中国职工医保抽样数据的实证检验》，《保险研究》第1期。

朱凤梅，2021，《职工医保门诊统筹对道德风险发生的影响——兼论患者成本分担变动的政策效果》，《北京社会科学》第9期。

朱铭来、郑先平，2020，《关于建立健全职工医保门诊共济保障机制的思考》，《中国医疗保险》第10期。

Dafny, L., & Gruber, J. 2000, "Does Public Insurance Improve the Efficiency of Medical Care? Medicaid Expansions and Child Hospitalizations." NBER Working Paper No. w7555.

He, W. 2022, "Effects of Establishing a Financing Scheme for Outpatient Care on Inpatient Services: Empirical Evidence from a Quasi-Experiment in China." *The European Journal of Health Economics* 23(1).

Helms, L. J., Newhouse, J. P., & Phelps, C. E. 1978, "Copayments and Demand for Medical Care: The California Medicaid Experience." *The Bell Journal of Economics* 9(1).

Manning, W. G., Newhouse, J. P., & Duan, N. H. et al. 1987, "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment." *The American Economic Review* 77(3).

Mayhew, L. 2000, *Health and Elderly Care Expenditure in an Aging World*. Laxenburg: International Institute for Applied Systems Analysis.

Research on Early Childhood Care: A Case Study of Beijing*..... Zheng Gongcheng, Lei Yuecheng 3*

Abstract: Against the backdrop of declining fertility rates and profound demographic transformation, early childhood care has become a key issue in improving child welfare, alleviating fertility anxiety, and promoting a fertility-friendly society. Based on the demographic and governance context of Beijing as a megacity, this paper systematically reviews relevant theories of low fertility rates, and provides an in-depth analysis of the policy design and implementation status of early childhood care in Beijing. The study finds that Beijing has initially established a policy framework covering fertility support, childcare services, parenting support, and employment-friendly measures, with pioneering significance in terms of universal childcare supply and institutional innovation. However, issues remain, such as vague policy concepts, insufficient operational feasibility, weak policy system integration, and a disconnect between supply and diverse family needs. By comparing practical experiences from other regions in China, this paper further proposes optimization pathways for building a high-quality early childhood care system, including clarifying policy orientations, strengthening regional and population coordination, enhancing supply flexibility and precision, improving cross-sector collaborative governance mechanisms, and fostering a fertility- and family-friendly environment at the socio-cultural level.

Impact of the Outpatient Pooling Reform on the Sustainability of the Basic Medical Insurance Pooling Fund for Employees: A Policy Simulation Study*..... Yang Hualei, Cao Shunzi, Li Shuangshuang, Tang Lili 20*

Abstract: Maintaining the long-term balance of medical insurance funds is a prerequisite for ensuring the stable functioning of the insurance system. This study focuses on the major policy adjustment of the outpatient pooling reform for employee medical insurance, aiming to systematically assess its impact on the long-term financial status of both insured individuals and the pooling fund. Using data from the 2018 China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) for benchmark regression to identify the direct effect

of the policy on medical expenses, this paper then constructs an actuarial model to dynamically simulate the policy's impact on long-term fund revenues and expenditures. The findings reveal: First, after controlling for variables, compared with regions that have not implemented the reform, the reform significantly increases outpatient expenses for employees, with an average increase of 60%. Second, ignoring the changes in medical expenses induced by the reform, the pooling fund would be depleted by 2046; incorporating this effect advances the depletion time to 2041, with a significantly expanded cumulative deficit. Third, an advanced reform scenario (canceling individual accounts and improving outpatient benefits by 2036) could delay fund depletion but cannot resolve the long-term deficit pressure. By integrating econometric analysis and actuarial simulation, this study provides integrated empirical evidence for understanding the complex effects of the outpatient pooling reform, revealing the medium- and long-term sustainability challenges faced by the fund while improving outpatient coverage, and offering important references for subsequent refinement of medical insurance policy design and implementation of multidimensional coordinated reforms.

Evaluation of Extended Maternity Leave Policies and Fertility Intentions among Women of Childbearing Age: An Analysis Based on Survey Data from Fujian and Guangxi

.....Xia Cuicui, Lin Bao 39

Abstract: Extending maternity leave is a key measure in building a fertility support policy system, but empirical evidence based on the latest data is lacking regarding its actual effects and whether impacts vary across different groups. To address this gap, this study analyzes survey data to examine childbearing-age women's evaluations of the policy, perceptions of child-rearing burden, and fertility intentions. The study finds that women of childbearing age generally hold positive attitude towards the extended maternity leave policy, which helps alleviate their child-rearing burden and positively affects fertility intentions. However, there is significant group heterogeneity in policy effects: the boosting effect is more pronounced among groups such as married but childless women, those with young children, those employed in public sector units, and high-income families; whereas the effect is relatively limited among groups such as those with two children, highly educated women, those in informal employment, and low-income families. This study provides direct empirical evidence for evaluating the short-term effectiveness and structural limitations of maternity leave policies. The findings suggest that future policy optimization should emphasize coordination with supporting measures such as childcare services and income protection, and explore more flexible and gender-equal leave system designs to enhance the precision and inclusiveness of policy support.