

# 基本医疗保险制度城乡整合的福利价值测算

叶巾祁 茅逸凡\*

**摘要：**我国新型农村合作医疗体系和城镇居民基本医疗保险的整合是我国社会医疗保险制度的重大改革。本文构建我国城乡居民医保整合福利分析框架，使用完全信息法和最优化法，结构估计和实证测算了城乡居民医保整合的政策价值。研究发现，农村居民对城乡医保制度整合的支付意愿最低值所处范围在 689—825 元之间，并在不同群体中呈现出异质性。本文为城乡医保整合的福利价值评估，以及基本医保筹资方案的精细化精准化调整提供了依据。

**关键词：**城乡居民医保整合；福利分析；支付意愿

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2026.02.05

## 一、引言

社会医疗保险制度是减轻群众就医负担、增进民生福祉、维护社会和谐稳定的重大制度安排，评估其政策福利效果，设计合理筹资及最优保障水平是经典的学术问题。我国城乡一体化的基本医疗保险制度于“十三五”时期在全国范围内建立，10 亿多城乡居民开始享有公平医保的权益。但城乡居民医疗保险整合对于受益居民的福利价值是多少，主流文献尚未给出清晰的理论分析框架。根据《全国医疗保障事业发展统计公报》数据显示，城乡居民医保的参保人数从 2019 年到 2024 年逐年下降。从我国深化医保制度改革的现实要求看，加快健全连续参保的长效激励约束机制，巩固拓展全民参保成果是我国目前医疗保障工作的重点。从总体福利视角评估城乡医保整合的政策价值，计算居民对于城乡医保整合的支付意愿，对如何在医疗费用和缴费标准连续上涨的背景下建立稳定可持续的筹资机制十分关键。

现有研究大部分使用简化模型，从医疗资源使用、居民健康及消费水平等单个福利结果入手展开对医保改革微观影响的实证研究。我国城乡居民医保

\* 叶巾祁，华中科技大学经济学院；茅逸凡，得克萨斯农工大学经济系。通信作者及地址：叶巾祁，湖北省武汉市洪山区珞喻路 1037 号华中科技大学经济学院，430074；电话：027-87559631；E-mail: yejinqi@hust.edu.cn。本研究得到国家社会科学基金(22CJY013)和中央高校基本科研业务费(2025YCX013)的资助，并特别感谢匿名审稿人、期刊主编及编委会专家的宝贵建议。

制度整合在增加医疗资源可及性、提高健康水平、平滑人均消费等方面发挥了积极作用(Huang and Wu, 2020; 杳钰淇等, 2020; Zhou et al., 2024),但政策实施对单个福利结果的影响评估无法直接转化为政策总体福利价值计算,也无法为最优筹资及保障水平设计提供理论支撑。基于最优社会保障模型和充分统计量方法,赵绍阳(2015)将健康、消费、就医行为等维度纳入统一理论框架,从效率最优视角探讨了医疗服务价格弹性、风险规避系数和消费平滑效果,对我国城乡居民医保最优报销水平进行了估计。在充分考虑医疗服务利用公平性时,封进等(2022)提出最优报销比例将高于仅考虑效率目标时的估计结果。除了报销比例提升,城乡医保制度整合对医保目录、诊疗范围、管理体制等的统一也丰富了农村居民的就医选择,提升了便利程度。综合来看,城乡居民医保制度整合的福利价值,即居民为获得该政策愿意放弃多少非医疗消费数量,取决于医保整合对居民健康和消费等方面的影响,以及整合前后医保筹资水平和报销比例的变化。本文试图突破单一维度的政策绩效评估,构建统一福利分析框架测算居民对城乡医保整合的支付意愿,并在此基础上探索居民医保筹资机制的优化路径。

本文利用我国城乡居民医保制度整合的准自然实验,基于完全信息法和最优化法,测算了农村居民对于城乡医保整合的支付意愿,发现其最小值所处范围在689—825元之间。进一步的异质性分析表明,农村居民对城乡医保整合的支付意愿随着年龄的增长而降低,随着健康状况、收入水平和受教育程度的降低而降低,有配偶和子女的居民,以及东部地区居民支付意愿更高。相比于本文研究窗口期2018年城乡居民医保人均最低710元的筹资标准,城乡医保制度在整合初期筹资水平比较合理,可满足居民基本医保需求。对于有配偶和子女、收入和教育水平较高的群体,所计算出的支付意愿高于最低筹资标准,说明该群体对于基本医保整合的价值评估和保障需求较高,基本医保待遇水平还有提升空间。对于支付意愿低于最低筹资水平的群体,还需提高医保缴费补贴力度,并推进与人均可支配收入挂钩的医保缴费方式改革。但近年来医保个人缴费标准快速上涨(2024年已达到每人每年不低于400元)而医保待遇并未明显变化,居民支付意愿低于筹资水平从而放弃参保的概率将会提升,急需对医保筹资水平和缴费激励机制进行动态优化以及精细化精准化调整,并持续扩大保障范围,提升医保和医疗服务质量。

本文对现有文献有如下三点贡献:第一,将多个维度的福利结果纳入统一分析框架,构造了城乡医保制度整合支付意愿的理论模型,拓展了我国社会医疗保险的政策价值研究。第二,使用结构估计方法测算了城乡医保整合的总体福利效应,并对不同特征群体的医保支付意愿展开了深入分析,为健全基本医疗保险参保长效机制提供证据和建议。第三,通过对风险厌恶系数、健康边际

效用、医保缴费水平和报销比例等模型参数的估计和补充,完善了公共政策福利分析的结构估计方法,丰富了完全信息法和最优化法在中国社会医疗保险研究上的应用。

## 二、文献综述

本文旨在探讨城乡居民医保整合对农村居民的福利效应并计算其支付意愿,因此我们着重回顾以下几支文献:

### (一) 最优公共物品供给理论与国外公共医疗保险福利效应研究

林达尔均衡(Lindahl Equilibrium)是有关公共物品最优供给水平最早的理论之一,其核心观点是公共物品供给总量与价格将由个人支付意愿的总和决定(Lindahl, 1919)。关于公共物品非排他性、价格不可观测性、最优税制及公共政策设计的重要文献还包括 Samuelson(1954)、Tiebout(1956)以及 Mirrlees(1971)等。公众支付意愿是衡量公共物品需求和公共政策价值的重要指标,是确定最优供给水平的关键。但在实际操作中支付意愿很难被直接观察或者测度,个人为了能够支付更低的价格,通常有动机隐藏真实的支付意愿。即使个人愿意诚实反映支付意愿,由于个体偏好和认知差异,也无法准确评估公共物品和公共政策对于个人的真实价值。

为解决实证估计中的困难,学者们会利用自然实验和微观数据构造简化模型来考察公共政策的福利效应,为政策优化提供实证依据(Card et al., 2009; Baicker et al., 2013; Barbaresco et al., 2015)。以医疗保险为例,研究发现公共医保政策扩张会增加医疗资源使用,降低自费医疗支出并提高自评健康水平(Finkelstein et al., 2012; Taubman et al., 2014)。但对单一政策绩效的实证估计较难转化为支付意愿测算,其政策指导意义存在局限性。因此,Finkelstein et al.(2019)通过构建统一福利分析框架,对美国俄勒冈州免费公共医保实验的政策价值进行了全新解读,实证估计了受助者的支付意愿和政策外部性。

### (二) 我国新型农村合作医疗和城镇居民基本医疗保险福利效应研究

城乡医保整合前,新型农村合作医疗(以下简称新农合)和城镇居民基本医疗保险(以下简称城居保)的实施均显著改善了个体微观福利结果。例如新农合提高了预防保健、门诊和住院使用率,改善了农民健康(Lei and Lin, 2009; Chen and Jin, 2012; 程令国和张晔,2012;傅虹桥等,2017)。2007年建立的城镇居民基本医疗保险也增加了医疗资源利用,提高了城市居民健康水平(黄枫和甘犁,2010;胡宏伟和刘国恩,2012;官海静等,2013;Liu and Zhao, 2014;于

大川,2015; Pan et al., 2016)。除医疗服务和居民健康外,研究还发现医疗保险对财务风险、预防性储蓄、家庭消费均有积极影响(封进等,2010;白重恩等,2012;臧文斌等,2012)。Sun(2020)评价了新农合政策的总体福利价值,指出参保者从新农合中获得的福利收益略低于其成本,但关于城乡医保整合后农村居民对基本医保的价值评估还未有证据。

### (三) 城乡居民医保整合福利效应及最优保障研究

城乡医保整合后,居民的门诊使用、医疗费用以及健康水平都有所提高(马超等,2018;常雪等,2018;朱凤梅,2019;洪灏琪等,2021)。同时,农村居民医疗负担显著减少,家庭消费水平和生活满意度均得以提高(王海平和宁满秀,2022;胡祁等,2024)。在公平效应方面,有研究表明城乡医保整合减少了居民陷入收入贫困和健康贫困的概率,增强了主观公平感(周坚等,2019;郭婕等,2021)。但面对均等化的基本医疗保险,城乡居民依然存在就医概率以及获得医疗补偿上的差异(周钦等,2016),医疗资源配置不均衡可能会加剧健康不平等,实质公平有待进一步提高(何文和申曙光,2021;范红丽等,2021)。

总体而言,关于我国医保政策福利效应和优化路径的研究集中在医疗保险对某一方面居民行为或福利结果的影响分析,对于城乡一体化下的基本医保制度总体福利价值的测算分析还未有涉及。与此同时,现有文献对于我国基本医保的最优报销水平进行了探讨,例如王贞等(2019)使用医保报销数据研究了参保患者的成本分担比例对就医行为的影响。赵绍阳等(2015)、鲍震宇和赵元凤(2017)使用充分计量方法(Chetty,2009),计算了我国医疗保险最优报销比例,并指出我国新农合和城居保报销比例仍然低于最优水平。封进等(2022)在使用充分计量估计最优保险水平的模型中,将城乡医疗服务利用的公平性和医疗保险促进健康公平的功能考虑在内,计算最优住院报销比例为70%左右。但在目前报销和缴费水平下居民对基本医保的需求是多少,如何完善筹资方案和参保激励机制,还缺乏理论依据和科学测算。本文结合我国基本医保改革背景构建统一福利分析框架,使用结构估计方法评估城乡居民医保整合的支付意愿及其异质性,为医保筹资方案的精细化精准化调整提供学理解释及数据支撑。

## 三、城乡医保一体化制度背景

城镇职工、居民基本医疗保险与农村新型合作医疗是我国医疗保障体系的“三大支柱”。2018年第六次全国卫生服务调查数据显示,我国基本医疗保险覆盖率达到96.8%,但医疗资源可及性、医疗保险待遇以及居民健康水平依然存在

在较大的城乡差异。例如在住院报销比例上,新农合报销比例大约在30%—50%之间,而城市居民可达到50%—70%。在进入医保目录的药品数量上,新农合药品目录中大约包含700—1300种,而城镇基本医疗保险中有2200种。从就医选择范围来看,农村和城镇基本医保定点医院也存在明显的县级和市级医院的区别。

2016年前,部分地级市,例如广州、苏州、济南等,自发实施了城乡基本居民医保资金池、医保目录及定点医院的整合。2016年国务院发布《关于整合城乡居民基本医疗保险制度的意见》,要求城乡基本医保实现统一覆盖范围、统一筹资政策、统一保障待遇、统一医保目录、统一定点管理、统一基金管理。随着各地的政策落实,我国已基本完成了新农合和城居保制度整合以及医保基金市级统筹,农村居民可享受的报销比例、药品目录和定点医院与城市居民基本医保一致,从制度上实现了城乡医保待遇均等,医疗资源可及性与就医便利程度也有所改善。与此同时,农村居民个人缴费水平和财政补贴力度也逐年提升。2024年居民医保筹资标准为不低于1070元,其中人均财政补助为每人每年不低于670元,个人缴费为每人每年不低于400元。相比而言,2006年新农合个人缴费标准仅为10元。城乡基本医保个人缴费水平的快速上涨,以及按人头定额筹资的方式影响了农村居民连续参保的积极性。为此,2024年8月国务院办公厅《关于健全基本医疗保险参保长效机制的指导意见》中提出持续完善城乡居民基本医疗保险筹资政策,不断提高参保群众满意度和获得感,持续巩固拓展全民参保成果。

#### 四、城乡居民基本医疗保险整合的福利价值分析框架

##### (一) 个人效用函数基准模型

基于预期效用理论以及 Finkelstein et al.(2019),本文构建个人效用函数推导个人对医疗保险及其政策改革的支付意愿。首先假设个人效用取决于  $c$  和  $h$ ,其中  $c$  代表个人对非医疗产品和服务的消费, $h$  代表个人健康状况,如式(1)所示:

$$u = u(c, h). \quad (1)$$

根据 Cardon and Hendel(2001)对医疗保险市场中不对称信息的研究,效用函数中个人健康状况  $h$  取决于  $m$  和  $\theta$ ,如式(2)所示。其中  $m$  代表个人对医疗服务的消费, $\theta$  则代表个人所面临的潜在状态变量,包括医疗卫生条件以及可能影响个人健康和医疗支出效率的因素。为简化讨论,所有受到城乡医保整合影响居民的  $\theta$  均面临相同的分布:

$$h = \tilde{h}(m; \theta). \quad (2)$$

随后我们使用二值变量  $q$  来表示城乡医保政策是否完成整合。若  $q=1$  则表示城乡医保已整合；反之，则表示城乡医保未整合。非医疗消费、医疗消费以及个人健康都取决于医保整合状态  $q$  以及潜在状态变量  $\theta$ ，即  $c=c(q;\theta)$ ； $m=m(q;\theta)$ ；而  $h(q;\theta)=\tilde{h}(m;\theta)=\tilde{h}(m(q;\theta);\theta)$ ，这里我们还需假设医保整合状态  $q$  仅通过影响医疗费用支出从而影响健康  $h$ ，而不会通过影响非医疗健康投资来影响健康。

在个人效用函数中，我们将城乡居民医保整合的支付意愿定义为  $\gamma(1)$ ，即居民为了能够处于城乡医疗保险整合状态下，愿意放弃的非医疗消费数量，从而使得该居民与城乡医保未完成整合情形下的预期效用水平保持一致，如式(3)所示：

$$E[u(c(0;\theta), h(0;\theta))] = E[u(c(1;\theta) - \gamma(1), h(1;\theta))], \quad (3)$$

其中，等式左边表示城乡医保未整合状态下的非医疗消费  $c$  和健康状况  $h$  所带来的预期效用，等式右边则表示在城乡医保整合状态下的非医疗消费  $c$  减去城乡医保整合支付意愿  $\gamma(1)$ ，以及城乡医保整合状态下的健康状况所带来的预期效用。需要说明的是，农村居民对医保整合的支付意愿取决于医保整合对个人健康  $h$ 、非医疗消费  $c$  以及医疗消费  $m$  的影响，当放松  $\theta$  分布相同的假设单独计算每个个体支付意愿时，不同社会阶层、认知水平或消费偏好的居民可能会呈现出异质性。另外，本文测度的  $\gamma(1)$  是仅基于医保受益者个人视角衡量的，如果从社会总福利水平视角来考虑，由于社会医疗保险存在正外部性，社会总支付意愿将会高于个体支付意愿的简单加总。

## (二) 完全信息法

本文将使用两种不同的估计方法对城乡居民医保整合的支付意愿进行求解：完全信息法和最优化法。这两种方法各有优劣且互相补充，完全信息法的优势正好是最优化法的局限之处，而最优化法又可以缓解完全信息法中可能存在的估计偏误。使用完全信息法来估计支付意愿，需要构建一个完整的效用函数模型，并且要求估计出医保整合对效用函数所有参数分布的影响。该方法的优势在于不需要精确构建医保制度下的个体预算约束，以及个体是如何在该约束下最优化医疗消费水平。但如果效用函数参数估计不准确，将会影响支付意愿的计算。最优化法不要求设定效用函数完整结构，只需要部分结构即可。但需要将医保整合对个人预算约束的影响参数化，同时需要假设个人具备足够的能力和信息根据预算约束做出最优化选择。

首先介绍完全信息法的基本假设和估计结构。该方法需要确定完整的效用函数结构及其参数，观察这些参数是否受到城乡医保整合的影响，最终从式(3)

中解出支付意愿  $\gamma(1)$ 。我们假设效用函数形式为式(4)<sup>①</sup>:

$$u(c, h) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \tilde{\Phi}h, \quad (4)$$

其中  $\sigma$  代表相对风险厌恶系数,  $\tilde{\Phi}$  代表健康的边际效用。将这一效用函数代入式(3)可得到式(5), 解出居民对城乡医保整合的支付意愿。

$$E \left[ \frac{c(0; \theta)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \tilde{\Phi}h(0; \theta) \right] = E \left[ \frac{(c(1; \theta) - \gamma(1))^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \tilde{\Phi}h(1; \theta) \right]. \quad (5)$$

### (三) 最优化法

使用最优化法对支付意愿进行结构估计可以减少对于效用函数结构以及实证估计的要求, 但需增加两个重要假设: 第一, 假设城乡医保整合将仅影响个体的预算约束; 并且仅通过影响医疗消费来影响预算约束; 第二, 假设个体具备足够的能力和信息来最优化自己的行为。结合我国城乡医保制度整合背景, 个体医疗消费将发生两方面变化: ① 变量  $r(q)$ , 它表示的是个人在城乡居民医保覆盖下需要自费的医疗支出部分占总医疗消费  $m$  的比例; ② 变量  $p(q)$ , 它表示的是城乡居民医保由个人缴纳的保费价格, 即个人为了获得城乡基本医疗保险的风险分担功能需要付出的现金成本。综上, 个人最终在医疗服务上的消费  $x(q, m)$  如式(6)所示:

$$x(q, m) = r(q)m(q, \theta) + p(q). \quad (6)$$

我们假设医保整合状态  $q$  只有 0 和 1 两个取值, 分别代表整合前和整合后, 那么自费比例、缴费水平以及总医疗消费如式(7)–(9)所示:

$$r(q) = qr(1) + (1-q)r(0), \quad (7)$$

$$p(q) = qp(1) + (1-q)p(0), \quad (8)$$

$$\begin{aligned} x(q, m) &= qr(1)m + (1-q)r(0)m + qp(1) + (1-q)p(0) \\ &= q[r(1)m + p(1)] + (1-q)[r(0)m + p(0)]. \end{aligned} \quad (9)$$

由此可见, 城乡医保制度整合(即  $q$  在 0–1 上的变化)带来的报销比例和缴费水平变化将会改变个人的预算。根据我们对于最优化法的假设, 个人收入  $y(\theta)$  为外生给定, 居民通过独立选择  $c$  和  $m$  最大化自己的效用, 而非医疗消费  $c$  仅由整合状态  $q$  和医疗总支出  $m$  决定, 最大化问题转化为式(10)<sup>②</sup>:

$$\max_m u(c(m, q), h(m, \theta)), \quad (10)$$

其中  $c(m, q) = y(\theta) - x(q, m)$ 。将非医疗消费分别对整合状态和医疗总支出

① 本文假设的效用函数由两部分构成, 一个是包含消费和风险厌恶系数的标准恒定相对风险厌恶函数(constant relative risk aversion, CRRA), 另一个是线性健康函数。

② 式(11)中设定的个人效用没有做取期望处理, 前文中使用效用期望是从社会整体视角出发, 而本小节的效用最大化主要针对个体决策。推导支付意愿部分细节过程汇报在附录 I。限于篇幅, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

求导,并代入效用最大化的一阶条件,可得式(11):

$$-\frac{du(c,h)}{dc(m,q)}r(q) + \frac{du(c,h)}{dh(m,\theta)} \frac{dh(m,\theta)}{dm} = 0. \quad (11)$$

参照我们前文对医保整合支付意愿  $\gamma(1)$  的定义,任意医保整合政策边际变化的支付意愿  $\gamma(q)$  如式(12)所示:

$$E[u(c(0;\theta),h(0;\theta))] = E[u(c(q;\theta) - \gamma(q),h(q;\theta))], \quad (12)$$

本文设定城乡医保状态仅有整合前和整合后两种,因此  $q$  仅有 0 和 1 两个取值<sup>①</sup>。为简化计算,将式(12)两侧对  $q$  求偏导后代入一阶条件,需要求解的  $\gamma(1)$  可写作式(13)的积分形式:

$$\begin{aligned} \gamma(1) &\approx \frac{1}{2} \left( \frac{d\gamma(0)}{dq} + \frac{d\gamma(1)}{dq} \right) \\ &= \frac{1}{2} (r(0) - r(1)) \{ E[m(0,\theta)] + E[m(1,\theta)] \} + p(0) - p(1) + \\ &\quad \frac{1}{2} \text{Cov} \left\{ \frac{u_c}{E[u_c]}, [(r(0) - r(1))m(0,\theta) + p(0) - p(1)] \right\} + \\ &\quad \frac{1}{2} \text{Cov} \left\{ \frac{u_c}{E[u_c]}, [(r(0) - r(1))m(1,\theta) + p(0) - p(1)] \right\}. \quad (13) \end{aligned}$$

最优化法不需要对效用函数完整形式做过多假设,仅需设定部分形式并使用两种方法来估计支付意愿。首先,我们仅设定效用函数中非医疗消费结构:

$$u(c,h) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} + v(h). \quad (14)$$

对式(14)关于消费求偏导或变换成关于健康求偏导,计算得出  $\gamma(1)$ ,如式(15)所示:

$$\begin{aligned} \gamma(1) &\approx \frac{1}{2} \left( \frac{d\gamma(0)}{dq} + \frac{d\gamma(1)}{dq} \right) \\ &= \frac{1}{2} (r(0) - r(1)) \{ E[m(0,\theta)] + E[m(1,\theta)] \} + p(0) - p(1) + \\ &\quad \frac{1}{2} \text{Cov} \left\{ \frac{u_h}{E[u_c]} \frac{dh}{dm} \frac{1}{r(q)}, [(r(0) - r(1))m(0,\theta) + p(0) - p(1)] \right\} + \\ &\quad \frac{1}{2} \text{Cov} \left\{ \frac{u_h}{E[u_c]} \frac{dh}{dm} \frac{1}{r(q)}, [(r(0) - r(1))m(1,\theta) + p(0) - p(1)] \right\}. \quad (15) \end{aligned}$$

接下来,我们假设效用函数为式(16)所示,其中  $g(c)$  为消费的代用函数,无需对其进行具体的定义和估计:

<sup>①</sup> 若可讨论不同整合完成程度对于支付意愿的影响,即可计算政策福利的边际变化。但目前由于各地对医保整合程度缺乏严谨的定义和分类,本文仅设定整合前后两种状态。

$$u(c, h) = g(c) + \tilde{\Phi}h, \quad (16)$$

那么式(15)中的协方差项将演变为如下形式:

$$\text{Cov}\left\{\frac{\tilde{\Phi}}{E[g_c]} \frac{dh}{dm} \frac{1}{r(q)}, [(r(0) - r(1))m(q, \theta) + p(0) - p(1)]\right\}.$$

#### (四) 风险厌恶系数

在本文设定的效用函数中,风险厌恶系数 $\sigma$ 表示个体对非医疗消费的边际效用递减程度,可衡量健康与消费之间的替代关系。因此我们基于边际替代率 $MRS_{c,h}$ ,即个体在主观意愿下为获得一单位健康提升所愿意放弃的非医疗消费,对风险厌恶系数进行结构推导。将效用函数式(4)对 $c$ 和 $h$ 分别求一阶偏导得到两者之间的边际替代率,结果如式(17)所示:

$$MRS_{c,h} = \frac{\partial u / \partial c}{\partial u / \partial h} = \frac{c^{-\sigma}}{\Phi}, \quad (17)$$

将上式两边取对数整理后可得到风险厌恶系数,如式(18)所示:

$$\sigma = \frac{\ln(\Phi) + \ln(MRS_{c,h})}{-\ln(c)}. \quad (18)$$

## 五、研究数据与变量构建

在支付意愿结构推导基础上,我们使用中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据库进一步开展变量构建和结果测算。该调查样本的抽样范围覆盖全国随机抽取的150个县区、450个村居的万余户家庭,并重点关注45岁及以上的中老年人,问卷内容包括健康状况、医疗保险、日常消费支出、医疗服务使用与医疗支出、个人以及家庭特征等信息。由于城乡居民医保制度于2016年初步完成全国范围内的整合,因此本文使用2015年和2018年调查数据中的农村居民样本来计算城乡居民医保整合支付意愿。

本文根据居民所属地级市的城乡医保整合政策发布时间来定义 $q$ 值<sup>①</sup>:2015年观测样本所属城市未完成整合,作为对照组 $q$ 值记为0;而2018年观测样本所属城市完成整合,作为实验组 $q$ 值记为1,共得到有效样本14956个,研究样本的描述性统计如表1所示。利用实验组和对照组样本在健康状况、非医疗消费、医疗消费的观测值,以及样本所属城市在不同年份所需缴纳的个人保费水平以及可享受的医保报销比例,即可计算农村居民对医保整合的支付意

<sup>①</sup> CHARLS数据库中包含有受访者个人回答的医保类型,但是受访者可能并不清楚所在地区医保政策变化,从而影响其回答的准确性。

愿。随后,我们在混合截面数据基础上进行个人身份标识的匹配,共得到平衡面板数据3 887个,进一步剔除无法观测的个人特征对结果造成的偏误。

表1 样本描述性统计

变量	全样本(N=14 956)		对照组(N=7 720)		实验组(N=7 236)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
年龄	60.62	10.40	59.48	10.55	61.82	10.09
性别	0.48	0.50	0.48	0.50	0.48	0.50
教育终止年龄	10.40	3.44	10.67	3.45	10.12	3.41
有无配偶	0.86	0.35	0.87	0.34	0.85	0.36
有无子女	0.98	0.14	0.98	0.13	0.98	0.14
近一周食品、就餐及烟酒	302.30	498.71	273.59	340.24	331.05	616.60
近一个月水费及燃料费	253.16	748.17	253.21	948.90	253.11	467.98
近一个月日用品及文娱	161.27	744.59	197.61	1 002.55	124.61	311.76
年收入	12 793.57	90 172.04	10 609.81	32 715.14	15 113.05	124 985.22
患有高血压	0.08	0.28	0.06	0.24	0.11	0.31
患有癌症	0.007	0.08	0.003	0.05	0.01	0.10
患有心脏病	0.04	0.21	0.03	0.16	0.06	0.24
患有情感及精神问题	0.008	0.09	0.004	0.06	0.01	0.12
过去一年的医疗费	5 468.40	24 602.34	4 396.27	20 516.85	6 591.15	28 213.36

### (一) 健康、消费及风险厌恶系数

首先,本文参考王玉泽和罗能生(2020),基于信息熵理论的客观赋权方法,从自评健康、残疾状况、非危重疾病与危重疾病、认知能力与抑郁状况等多个生理和心理健康维度构建指标体系,对数据进行标准化处理并构建综合健康指数。具体指标构建方法和计算过程如表2和附录II所示:

表2 个人健康指标构建

维度	定义	得分	属性	权重
自评健康	包括“很好”“好”“一般”“不好”“很一般”5个层级。从低到高分别记为0到4分。	[0,4]	正向	0.177
残疾状况	包括躯体残疾、大脑受损/智力缺陷、失明或半失明、聋或半聋、哑或严重口吃。有一种残疾记1分。	[0,5]	负向	0.010

(续表)

维度	定义	得分	属性	权重
非危重病类(无急性发作或危及生命的征象,但需要定期监测和控制的慢性或功能性疾病)	包括高血压、血脂异常、糖尿病或血糖升高、肝脏疾患、胃部疾患或消化系统疾病、关节炎或风湿病、哮喘。患一种疾病记1分。	[0,7]	负向	0.010
危重病类(可能在短时间内危及生命或导致严重致残的疾病,需要尽快接受治疗或干预)	包括癌症等恶性肿瘤、慢性肺部疾患或肺心病、心脏病、中风、肾脏等疾病。患一种疾病记1分。	[0,6]	负向	0.005
认知(记忆力和对客观事实的感知)	包括对时间、日期、季节的判断,对简单数学问题的计算(加减法及找规律)。回答正确一题记1分。	[0,22]	正向	0.705
抑郁(睡眠及精神状态)	包括“我感到情绪低落”“我对未来充满希望”“我睡眠不好”“我很愉快”“我很孤独”等10个问题,回答包括“很少或根本没有”“不太多”“有时或一半时间”“大多数时间”4个选项,每个回答分别记为0到3分。	[0,30]	负向	0.093

本文使用 CHARLS 数据库中个人消费类别及数量信息来计算总消费<sup>①</sup>,将个人细分消费项目,例如购买食品、外出就餐、邮电通信、水电燃料、衣着消费、教育培训等消费支出,按照周度、月度、年度数据周期进行分类加总得到年度数据,具体处理方法参见附录 II。最后,我们参考 Finkelstein et al.(2019)直接将模型中的风险厌恶系数赋值为 3 计算得出基准结果,并在异质性分析中进一步考察不同群体在不同风险厌恶系数设定下支付意愿的变化。

## (二) 健康的边际效用

我们使用如下方法对式(4)中的健康边际效用  $\tilde{\Phi}$  进行估计:CHARLS 调查中受访者会回答对生活的满意程度,该问题提供的选项包括“一点也不满意”、“不太满意”、“比较满意”、“非常满意”以及“极其满意”。根据每位受访者的回答,我们首先对其效用进行从 1 到 5 的满意度分数排序,分数排序越高,受访者效用越高。然后,根据本文假设的 CRRA 效用函数形式以及样本消费变量  $c_i$  和健康变量  $h_i$  的观测值,我们使用有序 Probit 模型(Ordered Probit Model)对健康边际效用  $\tilde{\Phi}$  进行估计,最终得出健康边际效用  $\tilde{\Phi}$  等于 0.0197。该方法假设存在一个隐藏的连续效用值(Latent Utility)并将该值离散化为五个等级,适用于处理“有序等级”数据的估计问题。在此基础上,我们使用了秩回归(将效用、

<sup>①</sup> 2018 年调查提供了个人年度总消费数据以及分项消费数据,2015 年调查中仅有分项消费数据。为保证数据可比性,本文输入 2015 年和 2018 年的消费变量时,均使用分项消费加总的方式计算。

健康和消费变量的绝对值全部转化为排序进行估计)以及 OLS 线性回归验证了估计结果的稳健性。

### (三) 医保缴费水平及自费比例

2015 年保费  $p(0)$  使用 2015 年各市新农合个人缴费水平,  $r(0)$  使用 2015 年各市居民自费比例近似值(100%—新农合政策报销比例);2018 年保费  $p(1)$  使用 2018 年各市城乡居民医保个人缴费水平,  $r(1)$  使用 2018 年居民自费比例近似值(100%—城乡居民医保政策报销比例)。医保整合时间、个人缴费水平及住院报销比例等信息均由各地政府部门发布的医保政策文件整理计算得出,数据表明城乡医保整合前后各市个人缴费水平以及住院政策报销比例均发生了较大的变化,前者的全国平均水平从 96 元上升至 222 元,后者从 59% 增加至 72%。<sup>①</sup> 除政策报销比例外,各地医保起付线也会影响居民实际自费比例,因此后文使用了各地起付线水平对于自费比例近似值进行调整,并计算支付意愿结果。

## 六、基本医保制度城乡整合的福利价值测算结果

### (一) 基准结果

表 3 展示了农村居民对于医保制度整合的平均支付意愿测算结果。使用混合截面样本计算时,支付意愿范围在 786—1 958 元人民币之间;使用平衡面板样本计算时,支付意愿范围在 689—1 996 元人民币之间。<sup>②</sup> 由于模型假设、估计方法和输入参数的不同,使用最优化法测算出的支付意愿整体低于完全信息法,而两种最优化法中,仅假设效用函数健康部分测算出的支付意愿结果略低于仅假设效用函数消费部分,因为两者协方差形式不同,且仅假设函数消费部分计算无需代入健康的边际效用。

表 3 城乡居民基本医疗保险政策整合的支付意愿

单位:元

	完全信息法	最优化法	
		仅假设效用函数的消费部分	仅假设效用函数的健康部分
混合截面数据	1 958	990	786
平衡面板数据	1 996	894	689

注:混合截面样本总量为 14 956;平衡面板样本总量为 3 887。

<sup>①</sup> 各地医保住院报销水平通过计算各地不同级别医院报销比例的均值得出。

<sup>②</sup> 在使用混合截面数据计算时,我们输入个体样本观测值求得每个变量的均值后,直接计算平均支付意愿。在使用平衡面板数据计算时,我们可独立求出所有个体样本的支付意愿并计算出其均值。

上述结果中,我们在计算居民自费比例时未考虑实际报销中的起付线,这使得居民自费比例存在一定程度的低估。为进一步精确度量居民在医疗费用中的实际自付支出,我们结合各市医疗总费用均值、医保报销起付线均值、政策报销比例等信息计算得出“起付线调整自费比例近似值”,代入模型测算支付意愿,结果如表 4 所示。结合起付线对自费比例参数进行调整后,2015 年和 2018 年的居民实际自费比例比仅考虑政策报销比例时分别增加了 15% 和 10%。使用“起付线调整自费比例近似值”来比较医保待遇变化时,城乡医保制度整合使得居民实际报销比例提高更多,自费比例下降程度更大,支付意愿呈现升高趋势,最小值范围为 732—825 元。

表 4 城乡居民基本医疗保险政策整合的支付意愿(起付线调整自费比例近似值)

单位:元

	完全信息法	最优化法	
		仅假设效用函数的消费部分	仅假设效用函数的健康部分
混合截面数据	1 958	1 109	825
平衡面板数据	1 996	1 016	732

注:混合截面样本总量为 14 956;平衡面板样本总量为 3 887。

## (二) 异质性分析

农村居民对医保整合的支付意愿取决于医保整合对个人健康和消费等方面的影响,同时也可能与个人消费偏好、社会经济资源以及认知水平等有关。为进一步了解居民支付意愿的异质性,我们首先根据样本特征对其展开分组计算。<sup>①</sup> 根据表 5 中完全信息法计算结果显示,有配偶、子女的居民支付意愿更高;东部、中部、西部地区居民支付意愿依次降低;男性和女性并未表现出明显差异。此外,支付意愿随健康水平、收入水平和教育程度的降低而降低,并随着年龄的增长呈下降趋势。异质性分析结果表明,家庭财富和社会资源更为丰富,对于风险规避和医疗保险认知水平更高,收入及教育程度更高的居民放弃非医疗消费来换取健康医疗保障的意愿更为强烈。受资源信息以及照护可得性影响,有直系家庭成员的居民受到医保待遇提高的福利效应更大,表现出更高的支付意愿。但随着年龄增长,支付意愿出现下降,这可能与高龄老人支付能力受限、健康收益下降以及心理认知因素有关。需要说明的是,使用完全信息法测算得出的支付意愿异质性结果与使用最优化法存在一定差异,其原因可

<sup>①</sup> 异质性分析和稳健性检验仅汇报混合截面数据计算结果,使用平衡面板数据的计算结果见附录 III。

能是前者的结构估计方法更依赖于个体健康状况的差异,而后者更加依赖于最优化目标。

表 5 城乡医保整合支付意愿的异质性分析

单位:元

	完全信息方法	最优化方法	
		仅假设效用函数的 消费部分	仅假设效用函数的 健康部分
全样本	1 958	990	786
男性	1 948	892	798
女性	1 967	1 069	773
有配偶	2 004	1 054	827
无配偶	1 598	592	549
有子女	1 937	974	770
无子女	859	505	406
45—59 岁	2 471	718	751
60—79 岁	1 454	1 061	818
80 岁及以上	1 442	1 020	665
东部	2 301	1 167	726
中部	2 007	1 029	799
西部	1 618	790	739
健康状况较好	2 358	907	694
健康状况中等	1 881	1 063	884
健康状况较差	1 625	914	724
较高收入	2 583	945	793
中等收入	2 070	678	649
较低收入	1 856	1 101	836
教育程度较高	2 768	1 200	842
教育程度中等	2 298	850	917
教育程度较低	1 737	955	754

注:对不同健康状况和收入水平进行分组时,将样本按照观测值的三分位数进行划分。高、中、低教育程度分别按照“高中毕业及以上”“初中毕业及以下”“小学以下”进行划分。下表同。

根据式(18)所示,不同健康边际效用、边际替代率和消费水平的群体存在风险厌恶系数的差异。为此,我们根据群体特征对风险厌恶系数进行差异化赋值调整(Barsky et al., 1997),进一步观测不同群体支付意愿的异质性趋势,并验证测算结果对于风险厌恶系数取值的敏感程度。如表 6 所示,调整风险厌恶系数对支付意愿影响不大,计算结果和异质性特征与表 5 基本一致。

表6 城乡医保整合支付意愿的异质性分析:不同群体风险厌恶系数

单位:元

	风险厌恶系数	完全信息方法	最优化方法	
			仅假设效用函数的 消费部分	仅假设效用函数的 健康部分
全样本	3.0	1 958	990	786
男性	2.6	1 948	903	777
女性	3.4	1 967	1 067	869
有配偶	3.5	2 004	1 051	1 050
无配偶	2.7	1 598	597	538
有子女	3.5	1 937	971	946
无子女	2.7	858	493	412
45—59岁	3.0	2 471	718	751
60—79岁	3.4	1 454	1 057	879
80岁及以上	3.8	1 443	1 030	1 486
东部	2.8	2 301	1 160	722
中部	3.4	2 007	1 029	799
西部	3.8	1 619	787	866
健康状况较好	2.7	2 358	923	690
健康状况中等	3.0	1 881	1 063	884
健康状况较差	3.6	1 625	930	1 010
较高收入	2.6	2 583	948	704
中等收入	3.0	2 070	678	649
较低收入	3.6	1 856	1 102	1 107
教育程度较高	2.7	2 768	1 177	762
教育程度中等	3.0	2 298	850	917
教育程度较低	3.5	1 737	954	888

### (三) 稳健性检验

为验证本文测算结果的稳健性,进一步精确医保整合支付意愿的范围,我们将前文式(4)中的效用函数形式进行替换,使用对数形式  $u(c, h) = \ln(c) + \Phi h$  对支付意愿重新进行结构推导和计算,具体推导过程参见附录IV。测算结果如表7所示,替换效用函数后完全信息法计算所得支付意愿与最优化法接近,整体范围缩小至700—938元之间,并呈现出相似的异质性特征。

表7 城乡医保整合支付意愿：替换效用函数形式

单位：元

	完全信息法	最优化法	
		仅假设效用函数的 消费部分	仅假设效用函数的 健康部分
全样本	700	938	762
男性	798	899	772
女性	628	977	750
有配偶	693	973	797
无配偶	348	632	534
有子女	689	923	746
无子女	-23	443	414
45—59岁	1 127	820	726
60—79岁	359	1 002	804
80岁及以上	-188	865	633
东部	1 288	958	720
中部	747	989	776
西部	257	796	721
健康状况较好	990	860	689
健康状况中等	713	1 055	852
健康状况较差	391	832	697
较高收入	728	848	688
中等收入	571	708	635
较低收入	760	1 031	812
教育程度较高	1 951	891	732
教育程度中等	1 046	1 027	853
教育程度较低	489	905	735

另外,本文主要使用城乡医保整合前后的个体观测值来测算支付意愿,为缓解不可观测个人因素对结果造成的偏误,我们对个人身份标识进行了匹配并根据同一个体在医保整合前后的变化来测算支付意愿。为进一步排除社会经济发展和医疗资源变化等不可观测外界因素对健康和消费造成的影响,我们根据《中国城市统计年鉴》数据,剔除了2015—2018年间GDP增速排名前10%的城市样本(占总样本的11.3%),测算结果如表8所示,与表3至表5的基准结果较为接近。

表8 城乡医保整合支付意愿:剔除经济快速增长城市 单位:元

	完全信息方法	最优化方法	
		仅假设效用函数的 消费部分	仅假设效用函数的 健康部分
全样本	1 928	955	783
男性	1 922	787	805
女性	1 933	1 058	768
有配偶	1 977	1 004	830
无配偶	1 536	584	555
有子女	1 901	940	770
无子女	938	531	412
45—59岁	2 438	685	756
60—79岁	1 433	995	801
80岁及以上	1 405	1 010	652
东部	2 272	1 040	671
中部	1 974	961	816
西部	1 583	832	744
健康状况较好	2 309	861	697
健康状况中等	1 861	991	881
健康状况较差	1 585	929	730
较高收入	2 405	873	767
中等收入	2 023	619	635
较低收入	1 844	1 075	839
教育程度较高	2 679	1 237	869
教育程度中等	2 312	793	939
教育程度较低	1 693	901	740

## 七、结论与政策含义

本文研究显示,农村居民对城乡医保整合的平均支付意愿最低值在689—825元之间。根据2018年城乡居民基本医保不低于710元的筹资标准,我国城乡医保整合政策收益和成本最小比值范围在0.97—1.16之间。与Finkelstein et al.(2019)计算得出的美国公共医疗保险Medicaid价值成本范围0.5—1.2相比,我国农村居民支付意愿与政策成本更为接近,这说明城乡医保政策在整合初期筹资水平比较合理,可满足居民基本医保需求。但根据《关于做好2024

年城乡居民基本医疗保障有关工作的通知》，当前城乡居民医保最低筹资标准为1 070元。医保筹资水平快速上升，超过部分居民支付意愿的可能性增大，将导致参保人数的持续下降。根据本文的福利测算结果，要巩固拓展全民参保成果，还需提升城乡居民医保待遇水平，改善医保服务质量和便利程度，提高居民对于基本医保的政策满意度。

城乡医保一体化是加强基本社会保障公平性的重要改革实践，但本文的异质性分析表明，基本医保城乡整合对于家庭、社会资源更丰富以及对医保需求、认知水平更高的农村居民福利价值更大，这类人群放弃非医疗消费来换取平等医疗保障的意愿更为强烈。而低收入、低教育水平以及独居、高龄等群体的支付意愿往往低于政策成本，不利于激励持续参保和提升政策的实质公平。可根据支付意愿测算的异质性特征，将医保个人缴费、财政补贴结构与收入、年龄、家庭等特征挂钩，推广多档制基本医保计划和分类资助，例如可试行以家庭人均收入划档的缴费标准，补充以家庭为单位的基本医保方案。除政策启示外，本文的支付意愿分析框架和结构估计方案具有一定的拓展性，可应用于社会养老保险、长期护理保险、惠民补充保险等公共政策的福利价值研究。

## 参 考 文 献

- [1] 白重恩、李宏彬、吴斌珍，“医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据”，《经济研究》，2012年第2期，第41—53页。
- [2] Baicker, K., S. L. Taubman, and H. L. Allen et al., “The Oregon Experiment—Effects of Medicaid on Clinical Outcomes”, *New England J. Medicine*, 2013, 368, 1713-22.
- [3] 鲍震宇、赵元凤，“农村居民基本医疗保险的最优支付水平研究”，《保险研究》，2017年第10期，第102—117页。
- [4] Barbaresco, S., C. J. Courtemanche, and Y. Qi, “Impacts of the Affordable Care Act Dependent Coverage Provision on Health-Related Outcomes of Young Adults”, *Journal of Health Economics*, 2015, 40, 54-68.
- [5] Barsky, R. B., F. T. Juster, and M. S. Kimball et al., “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (2), 537-579.
- [6] Card, D., C. Dobkin, and N. Maestas, “The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare”, *American Economic Review*, 2008, 98 (5), 2242-2258.
- [7] Cardon, J. H., and I. Hendel, “Asymmetric Information in Health Insurance: Evidence from the National Medical Expenditure Survey”, *RAND Journal of Economics*, 2001, 32 (3), 408-427.
- [8] 常雪、苏群、周春芳，“城乡医保统筹对居民健康的影响”，《中国人口科学》，2018年第6期，第103—114页。
- [9] Chen, Y., and G. Z. Jin, “Does Health Insurance Coverage Lead to Better Health and Educational

- Outcomes? Evidence from Rural China”, *Journal of Health Economics*, 2012, 31, 1-24.
- [10] 程令国、张晔,“新农合: 经济绩效还是健康绩效?”,《经济研究》,2012 第 1 期,第 120—133 页。
- [11] Chetty, R., “Sufficient Statistics for Welfare Analysis: A Bridge Between Structural and Reduced-Form Methods”, *Annual Review of Economics*, 2009, 1 (1), 451-488.
- [12] 范红丽、王英成、元锐,“城乡统筹医保与健康实质公平——跨越农村健康贫困陷阱”,《中国农村经济》,2021 年第 4 期,第 69—84 页。
- [13] 封进、陈昕欣、胡博,“效率与公平统一的医疗保险水平——来自城乡居民医疗保险制度整合的证据”,《经济研究》,2022 年第 6 期,第 154—172 页。
- [14] 封进、刘芳、陈沁,“新型农村合作医疗对县级两级医疗价格的影响”,《经济研究》,2010 年第 11 期,第 127—140 页。
- [15] Finkelstein, A., N. Hendren, and P. Luttmer, “The Value of Medicaid: Interpreting Results from the Oregon Health Insurance Experiment”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (6), 2836-2874.
- [16] Finkelstein, A., S. L. Taubman, and B. Wright et al., “The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (3), 1057-1106.
- [17] 傅虹桥、袁东、雷晓燕,“健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据”,《经济学》(季刊),2017 年第 2 期,第 159—180 页。
- [18] 官海静、刘国恩、熊先军,“城镇居民基本医疗保险对住院服务利用公平性的影响”,《中国卫生经济》,2013 年第 1 期,第 42—44 页。
- [19] 郭婕、吴玉锋、吴倩倩,“基本医疗保险促进了居民健康与公平感吗?”,《社会保障研究》,2021 年第 3 期,第 59—69 页。
- [20] 何文、申曙光,“城乡居民医保一体化政策缓解了健康不平等吗? ——来自中国地级市准自然实验的经验证据”,《中国农村观察》,2021 年第 3 期,第 67—85 页。
- [21] 洪灏琪、宁满秀、罗叶,“城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗”,《中国农村经济》,2021 年第 6 期,第 128—144 页。
- [22] 胡宏伟、刘国恩,“城镇居民医疗保险对国民健康的影响效应与机制”,《南方经济》,2012 年第 10 期,第 186—199 页。
- [23] 胡祁、林雯洁、戴卫东,“医保渐进式整合对家庭消费的影响研究——基于多期 DID 的准自然实验”,《社会保障研究》,2024 年第 1 期,第 27—43 页。
- [24] 黄枫、甘犁,“过度需求还是有效需求? ——城镇老人健康与医疗保险的实证分析”,《经济研究》,2010 年第 6 期,第 105—119 页。
- [25] Huang, X., and B. Wu, “Impact of Urban-Rural Health Insurance Integration on Health Care: Evidence from Rural China”, *China Economic Review*, 2020, 64, 101543.
- [26] Lei, X., and W. Lin, “The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health”, *Health Economics*, 2009, 18, S25-S46.
- [27] Lindahl, E., “Just Taxation-A Positive Solution. Classics in the Theory of Public Finance”, In: Musgrave, R. A. and A. T. Peacock(eds.), 1958 (original work published 1919). London: Macmillan, 168-176.
- [28] Liu, H., and Z. Zhao, “Does Health Insurance Matter? Evidence from China’s Urban Resident Basic Medical Insurance”, *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (4), 1007-1020.
- [29] 马超、曲兆鹏、宋泽,“城乡医保统筹背景下流动人口医疗保健的机会不平等”,《中国工业经济》,

2018年第2期,第100—117页。

- [30] Mirrlees, J. A., "An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation", *Review of Economic Studies*, 1971, 38 (2), 175-208.
- [31] Pan, J., X. Lei, X., and G. G. Liu, "Health Insurance and Health Status: Exploring the Causal Effect from a Policy Intervention", *Health Economics*, 2016, 25, 1389-1402.
- [32] Samuelson, P. A., "The Pure Theory of Public Expenditure", *The Review of Economics and Statistics*, 1954, 36(4), 387-389.
- [33] Sun, J. Y., "Welfare Consequences of Access to Health Insurance for Rural Households: Evidence from the New Cooperative Medical Scheme in China", *Health Economics*, 2020, 29, 337-352.
- [34] 查钰淇、傅虹桥、李玲, "患者成本分担变动对医疗费用和健康结果的影响——来自住院病案首页数据的经验分析", 《经济学》(季刊), 2020年第4期, 第1441—1466页。
- [35] Taubman, S. L., H. L. Allen, and B. J. Wright et al., "Medicaid Increases Emergency-Department Use: Evidence from Oregon's Health Insurance Experiment", *Science*, 2014, 343 (6168), 263-268.
- [36] Tiebout, C. M., "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 1956, 64 (5), 416-424.
- [37] 王海平、宁满秀, "城乡医保整合政策对农村中老年人医疗负担的影响", 《中国卫生政策研究》, 2022年第6期, 第9—16页。
- [38] 王玉泽、罗能生, "空气污染、健康折旧与医疗成本——基于生理、心理及社会适应能力三重视角的研究", 《经济研究》, 2020年第12期, 第80—97页。
- [39] 王贞、封进、宋弘, "提升医保待遇对我国老年医疗服务利用的影响", 《财贸经济》, 2019年第6期, 第147—160页。
- [40] 于大川, "城镇居民医疗保险是否促进了医疗服务利用——一项对制度运行效果的实证评估", 《金融经济研究》, 2015年第5期, 第117—128页。
- [41] 臧文斌、刘国恩、徐菲、熊先军, "中国城镇基本医疗保险对家庭消费的影响", 《经济研究》, 2012年第7期, 第75—85页。
- [42] 赵绍阳、臧文斌、尹庆双, "医疗保障水平的福利效果", 《经济研究》, 2015年第8期, 第130—145页。
- [43] 周坚、周志凯、何敏, "基本医疗保险减轻了农村老年人口贫困吗——从新农合到城乡居民医保", 《社会保障研究》, 2019年第3期, 第33—45页。
- [44] Zhou, Q., K. Eggleston, and G. G. Liu, "Health Insurance and Subjective Well-Being: Evidence from Integrating Medical Insurance across Urban and Rural Areas in China", *Health Policy and Planning*, 2024, 39, 564-582.
- [45] 周钦、田森、潘杰, "均等下的不公——城镇居民基本医疗保险受益公平性的理论与实证研究", 《经济研究》, 2016年第6期, 第172—185页。
- [46] 朱凤梅, "城乡医保整合对农村居民医疗服务需求的影响", 《中国卫生政策研究》, 2019年第10期, 第58—65页。

## The Welfare Value Analysis of the Basic Medical Insurance Urban-Rural Integration

YE Jinqi\*

(Huazhong University of Science and Technology)

MAO Yifan

(Texas A&M University)

**Abstract:** The policy integration of the new rural cooperative medical system and the basic urban resident medical insurance is one of the most significant social insurance reforms in China. By developing frameworks for welfare analysis, we theoretically calculate and empirically estimate the willingness to pay for the integrated urban-rural medical insurance. We find that the minimal willingness to pay for the integrated urban-rural medical insurance is between 689-825 yuan across complete information and optimization approaches, with population heterogeneity. Our estimates provide insight into the welfare analysis of the urban-rural medical insurance integration and the optimal medical insurance financing scheme.

**Keywords:** urban-rural integration of basic medical insurance; welfare analysis; willingness to pay

**JEL Classification:** H40, I13, I38

---

\* Corresponding Author: YE Jinqi, School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, No. 1037 Luoyu Road, Wuhan, Hubei 430074, China; Tel: 86-27-87559631; E-mail: yejinqi@hust.edu.cn.