

城乡居民医保挤出了中老年居民非医疗消费吗？

——多重中介效应模型的分析

◎徐浩庆 许尚坤 郝鑫葛

「摘要」消费作为社会扩大再生产的重要组成部分，既是新发展格局的重要战略支撑，也是当前扩大内需的重要方向，因此有关医疗保险与消费关系的研究具有重要的现实意义。论文使用 CHARLS 数据和多重中介效应模型检验了城乡居民医保是否挤出了中老年农民和城镇居民的非医疗消费。研究发现，城乡居民医保对中老年农民和城镇居民非医疗消费具有一定的挤出效应；医疗支出和储蓄是城乡居民医保挤出非医疗消费的完全中介变量；随着收入的升高，城乡居民医保对中老年居民非医疗消费的挤出效应将消失。为了检验结论的稳健性，我们从双向因果、衡量偏误和遗漏变量三个方面讨论了模型的内生性，同时还讨论了模型的逆向选择和道德风险。异质性分析发现城乡居民医保挤出了中老年农民和城镇居民的食品支出和衣着支出。为了促进经济增长和共同富裕，相关部门应该持续关注城乡低收入中老年居民的医疗行为。通过增加收入、提升报销比例、提高医疗保险补贴比例、解决基层“看病贵”问题等方式降低医疗服务支出占收入的比重，进而减少对非医疗消费的挤出效应。

「关键词」医疗保险；多重中介效应模型；挤出效应；非医疗消费；逆向选择

「中图分类号」F328

「文献标识码」A

「文章编号」1003-1812(2024)03-0042-13

一、引言

2020年10月，十九届五中全会审议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》（以下简称《建议》）。《建议》提出要加快构建以国内大循环为主体，国内国际双循环相互促进的新发展格局。消费作为社会扩大再生产的重要组成部分，是新发展格局的重要战略支撑。但是从经济发展状况来看，消费增长乏力。一方面，最终消费对国内生产总值增长的贡献率长期偏低。从2010年到2019年，最终消费对国内生产总值增长的平均贡献率为59.17%，最近三年还有下行的趋势，2019年的贡献率仅有57.8%。2021年至2023年最终消费对国内生产总值增长的贡献率分别为65.4%、32.8%和82.5%，虽然疫情过后数据明显回升，但是与全球主要经济体相比，最终消费的贡献率还有很大的增长空间。另一方面实际最终消费构成有下降趋势。实际最终消费由居民和政府实际最终消费构成。2016年到2018年，居民实际最终消费构成是逐年递减的，占比分别为80.8%、80.7%、80.3%¹。因此，在

作者简介：徐浩庆，中国社会科学院经济研究所助理研究员；许尚坤，中国社会科学院大学经济学院博士研究生；郝鑫葛（通讯作者），河北经贸大学金融学院硕士研究生。

基金项目：本文为中国社会科学院经济研究所创新工程项目“中国式现代化的政治经济学分析”（编号：2022JJSB01）的研究成果。

新发展格局大背景下，探究消费增长乏力的内在原因，有利于巩固消费的战略支撑地位。

我国的城乡居民基本医疗保险制度经历了从无到有、从分散到整合、从覆盖面低到基本完全覆盖、从低保障水平到保障适中的发展过程。2003年建立了针对农村居民的新型农村合作医疗保险制度(以下简称新农合)，2007年建立了针对城镇居民的基本医疗保险制度(以下简称城镇居民医保)。到2011年，全民医保基本实现。由于制度碎片化滋生了很多不公平的现象，2016年国务院出台文件，决定将城镇居民医保和新农合整合为城乡居民基本医疗保险(以下简称城乡居民医保)，截至2019年底，全国的整合任务已经基本完成。根据2020年医疗保障事业统计快报²，2020年社会基本医疗保险的覆盖面达到95%以上。因此，从制度体系、覆盖面等方面来说，我国的社会医疗保险已经取得了很大的成就。但是仍有很多潜在的问题值得我们关注。2019年，城乡居民医保次均住院费用为7049元，住院率为16.6%，人均医疗费用为1406元；实际住院费用基金支付59.7%，个人负担比例为40.3%；参保城乡居民³人均筹资781元，人均财政补助546元⁴。2020年次均住院费用7546元，比上年增长7.1%；2021年全国基本医疗保险(含生育保险)基金总支出24043.10亿元，比上年增长14.3%；2022年总支出24597.24亿元，比上年增长2.3%。这些数据说明城乡居民基本医疗保险提供了一个较高的保障水平，但同时高额的自负医疗费用与筹资费用叠加，尤其是对于收入不高的中老年城乡居民，会不会挤出非医疗消费？

从整个社会层面来看，现有研究普遍认为城乡居民基本医疗保险能够通过挤出预防性储蓄而促进消费。但是对于个别群体而言，比如中老年城乡居民，他们的收入状况相对偏低。医疗保险降低了医疗服务的价格，激发了他们潜在的医疗需求。而且现有研究表明老年人的医疗服务消费通常是维持生存而不得已的支出。在这种情况下老年人更有可能选择门诊或住院消费，导致其医疗服务总费用和个人自付医疗服务费用显著增加。同时“看病贵”问题又没有得到及时解决，挤出的预防性储蓄导致医疗消费增加，并挤出非医疗消费。

本文使用CHARLS数据和多重中介效应模型检验了城乡居民基本医疗保险是否挤出了中老年居民的非医疗消费。实证发现，城乡居民基本医疗对中老年居民非医疗消费具有一定的挤出效应；城乡居民基本医疗保险显著促进了中老年居民的医疗支出，同时显著降低了中老年居民的储蓄；医疗支出和储蓄是城乡居民基本医疗保险挤出中老年居民非医疗消费的完全中介变量；挤出效应与城乡居民收入水平密切相关，随着收入的升高，挤出效应将消失。为了检验结论的稳健性，我们从双向因果、衡量偏误和遗漏变量三个方面讨论了模型的内生性，同时还讨论了模型的逆向选择和道德风险问题，发现三种情形都不影响我们的结论。

在研究选题、检验方法和研究思路上，本文可能有如下几个方面的创新：一、本文聚焦城乡中老年群体，发现城乡居民基本医疗保险对中老年居民非医疗消费具有一定的挤出效应，但是随着收入的升高，城乡居民基本医疗保险对中老年居民非医疗消费的挤出效应将减小。这一结论具有重要的政策含义：在后续城乡居民基本医疗保险制度改革时，应该加大对低收入群体的补贴力度。二、本文利用多重中介效应模型发现医疗服务利用和储蓄是城乡居民医疗保险挤出非医疗消费的中介变量。多重中介效应模型具有深厚的理论基础和广阔的应用空间，将之引入到社会基本医疗保险的研究中更有利于更深入地理解各变量之间的作用机理。三、我们使用教育水平、年龄和所在区域作为分组变量，通过划分不同组群，并利用同一组群内其他样本的平均参与率作为工具变量。工具变量回归巩固了模型的稳健性。

其他部分结构如下:第二部分是文献综述与理论假设,第三部分是实证检验,第四部分是稳健性检验,第五部分是异质性分析,最后一部分是结论与政策建议。

二、文献综述与理论假设

正常医疗需求释放是城乡居民基本医疗保险挤出中老年居民非医疗消费的主要机制。由于城乡居民基本医疗保险的存在,参保者仅需要支付医疗服务的部分费用,从而变相降低了医疗服务价格,促进了医疗服务利用(Manning & Marquis, 1996; Hurd & McGarry, 1997)。同时由于中老年居民的收入基本固定或者增长缓慢,医疗服务利用的增加挤出了部分非医疗消费。Grossman(1972)构建了一个将健康(Good Health)视作商品的需求模型,该模型认为健康是一种持久的资本存量。随着年龄的增长,个人健康的初始存量会越来越少,但在递减的过程中健康也会随着投资的增加而增加。在这个框架下,个人对健康的需求取决于教育程度、医疗服务等。因此,当社会基本医疗保险变相降低了医疗服务的价格,能够在一定程度上促进医疗服务利用。Gruber & Yelowitz(1999)使用美国1984年至1993年期间的数据,研究了医疗保险计划Medicaid对低收入群体家庭财富的挤出效应。根据他们的研究结果,1993年医疗补助计划将符合条件人群的财富持有量降低了17.7%。对于低收入居民来说,他们对医疗支出非常敏感,即使是少量的医疗服务支出也会对其带来较大支出压力,进而有可能影响其他消费支出。国内的部分研究也证实了这一判断。黄枫、甘犁(2010)利用中国老年人健康长寿影响因素调查数据(CLHLS)和两部模型研究医疗服务利用的支出,结果发现,拥有社会基本医疗保险的老年人以生存概率作为权重进行加权的平均总医疗服务费用约为64689元,而没有社会基本医疗保险的老年人的医疗服务费用约为42198元,两者相差22491元,且预期寿命相差5年。虽然这两位作者没有分析平均总医疗服务支出的增加和寿命的延长会不会挤出消费,但是其他学者认为存在“挤出”的可能性。唐琦、秦雪征(2016)使用2013年中国健康与养老追踪调查数据分析了医疗服务利用对个人非医疗消费的“挤出效应”。他们以统计年鉴为标准,将家庭面临的非医疗消费进行了科学的划分,然后以医疗服务利用作为解释变量,以家庭不同类型的消费作为被解释变量进行回归,并充分考虑了模型的内生性问题,结果发现医疗服务利用对衣着消费和食物消费的回归系数显著为负,说明具有一定的“挤出效应”。社会基本医疗保险对消费的挤出效应具有明显的群体异质性。邵全权、郝天琪(2020)区分了不同年龄和收入的群体,结果发现社会基本医疗保险对收入水平较低、年龄较高群体的消费影响最大。如果将家庭消费分为家庭人均总消费和各分项消费(包括衣着消费、食品消费、日用品消费、房贷消费、教育文娱消费),他们的研究发现,新农合则显著抑制了家庭人均总消费和各分项消费。综合以上文献我们可以看出,如果中老年居民的收入没有过快增长,社会基本医疗保险有可能挤出了中老年居民的消费。

大量文献认为城乡居民基本医疗保险能够通过挤出预防性储蓄而促进消费,而且这一机制还是医疗保险促进消费的主要机制。预防性储蓄是储蓄决策的主要驱动力之一,反映了不确定性对跨期财富分配的影响。这一概念最早由Leland(1968)提出,并由Sandmo(1970)和Rothschild & Stiglitz(1971)进行了完善。对于低收入中老年人而言,健康状况相对更差,面对一定额度的医疗费用,他们无法支付的可能性也更大,

因此在没有城乡居民基本医疗保险的状况下，为了应对医疗需求逐渐形成了较为强烈的预防性储蓄动机。也正因如此，城乡居民基本医疗保险对这部分人群预防性储蓄的刺激作用可能更大。

根据2022年全国基本医疗保险事业发展统计公报数据，城乡居民医保次均住院费用为8129元，比上年增长1.3%，三级、二级、一级及以下医疗机构住院费用目录内基金支付比例分别为63.7%、71.9%、80.1%。根据2019年全国基本医疗保险事业发展统计公报数据，参保城乡居民人均筹资781元，比上年增长88元，增长12.7%⁵。因此，对于收入并不算高的城乡居民而言，这是一笔不小的支出。我们认为人均筹资和医疗服务支出将直接导致城乡居民储蓄减少，挤出个人或者家庭财富，进而挤出非医疗消费。这一判断也符合美国的经验证据。美国的社会医疗保险计划对低收入群体家庭的财富具有挤出效应。

综上，我们提出本文的假设：

假设1：城乡居民基本医疗保险对中老年居民非医疗消费具有一定的挤出效应。

假设2：城乡居民基本医疗保险促进了城乡居民的医疗支出，同时减少了城乡居民的储蓄。

假设3：医疗支出和储蓄是城乡居民基本医疗保险挤出中老年居民非医疗消费的部分或者完全中介变量，即控制这两个变量后，城乡居民基本医疗保险对中老年居民非医疗消费的挤出效应应将部分或者完全消失。

假设4：随着收入的升高，城乡居民基本医疗保险对中老年居民非医疗消费的挤出效应将减小。

三、实证检验

(一) 数据来源

本文选用2011年、2013年、2015年和2018年中国健康与养老追踪调查数据(CHARLS)，该数据主要收集45岁及以上中老年群体的微观数据。我们对数据进行以下处理：1. 有些受访者出于保护隐私或者其他原因没有回答调查问卷中的某些问题，从而出现了缺失值。对于这些样本我们进行了如下处理：对于那些不随着时间改变的属性变量，比如民族、性别等变量，我们使用之前年份的观测值代替缺失值；而对于那些随着时间改变的变量我们则直接将其删去。2. 本文所使用的某些变量在数据库中并没有直接给出，但是我们可以通过简单的加总将这些变量计算出来，比如非医疗消费支出数据，本文考虑了食品支出、通讯费、水电费、燃料费、保姆雇佣费、交通费、日用品费用、娱乐支出、衣着费、旅游费、取暖费、保健费、美容费用、维修费、教育培训费、物业费、社会捐助共17项支出。将这些支出进行加总后即为本研究所使用的非医疗消费。3. 为了防止异常值对回归结果的影响，我们用winsor命令截去前后各1%的样本，最终本文使用的观测值共计25092个。

变量的描述性统计如表1所示。

(二) 模型设定

本文使用Preacher & Hayes (2008)、郭品、沈悦(2019)提出的多重中介效应模型检验我们提出的假设。模型如下所示：

$$\text{Consume}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Insurance}_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,i,t}$$

表1 描述性统计

Variable	定义	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Consume	非医疗消费(取对数): 定义见正文	8.61	0.81	6.49	10.80
Medicalexp	医疗支出(取对数): 医疗费用支出	7.14	1.38	0	10.80
Save	储蓄(取对数): 银行储蓄	3.02	4.39	-11.50	16.10
Insurance	是否参加城乡居民基本医疗保险: 参加为1, 否则为0	0.89	0.31	0	1
Health	自评健康: 1表示极好, 2表示很好, 3表示好, 4表示一般, 5表示不好	3.00	0.96	1	5
Chronic	是否有慢性病: 1表示有, 0表示无	0.48	0.50	0	1
Age	年龄	59.10	8.93	45	100
Male	性别: 1表示男性, 0表示女性	0.51	0.50	0	1
Ethnic Group	民族: 1表示汉族, 0表示其他民族	0.93	0.26	0	1
Education	教育程度: 1表示小学及以下, 2表示初中, 3表示高中, 4表示中专, 5表示大专, 6表示本科及以上	1.95	1.37	1	6
Hukou	户口: 1表示城镇户口, 0表示农村户口	0.13	0.33	0	1
Smoke	是否抽烟: 1表示抽烟, 0表示不抽烟	0.33	0.47	0	1
Drink	是否喝酒: 1表示喝酒, 0表示不喝酒	0.37	0.48	0	1
Physical	体育锻炼: 您通常每周持续十分钟打太极拳、拖地等是因为体育锻炼吗? 1表示体育锻炼, 0表示其他	0.90	0.30	0	1
Healthexp	体检: 1表示最近一年至少参加一次体检, 0表示最近一年未体检	0.72	0.45	0	1
Married	婚姻状况: 1表示已婚, 0表示其他	0.90	0.30	0	1
Childnum	孩子数量: 孩子的具体数量	1.61	1.40	0	6
Load	负债: 存在家庭负债为1, 否则为0	0.14	0.34	0	1
Fina_asset	金融资产: 持有金融资产为1, 否则为0	0.03	0.16	0	1
Residence	房产: 持有房产为1, 否则为0	0.84	0.37	0	1
Incomea	年收入(取对数): 由农业收入、农户工资收入、个体经营或者开办私营企业、公共转移收入、受雇工作的工资收入、非农自雇和为家庭活动帮工七个方面加总构成。	8.24	1.80	2.30	11.60
Obs.	样本量	25717	-	-	-

$$Medicalexp_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Insurance_{i,t} + \eta_2 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{2,i,t}$$

$$Save_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Insurance_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{3,i,t}$$

$$Consume_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Insurance_{i,t} + \theta_2 Medicalexp_{i,t} + \theta_3 Save_{i,t} + \theta_4 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{4,i,t} \tag{1}$$

式(1)中 $Consume_{i,t}$ 表示受访者的非医疗消费, 主要包括食品支出、通讯支出、日用品支出、交通支出、旅游支出、取暖支出、电器支出、衣着支出、燃料支出、水电支出等方面的支出; $Insurance_{i,t}$ 表示是否参加城乡居民基本医疗保险; $Medicalexp_{i,t}$ 表示受访者在医疗方面的支出; $Save_{i,t}$ 表示受访者的储蓄; $X_{i,t}$ 表示控制变量; ε 为模型的扰动项。在研究医疗保险与消费关系的现有文献中, 控制变量通常包括自评健康、慢性病、年龄、性别、民族、教育状况、户口、婚姻状况、孩子数量等受访者的基本信息, 没有考虑参保者的风险态度和财务状况, 遗漏这些变量可能引起模型偏误。我们借鉴 Finkelstein & McGarry (2006)、范庆祝等(2021) 的做法, 同时考虑 CHARLS 数据的实际情况, 使用是否抽烟、是否饮酒、是否参加体育锻炼、体检情况四个变量测度受访者的风险态度。借鉴孙祁祥、王向楠(2013)、范庆祝、孙祁祥(2020) 的做法, 我们使用金融类资产、实物资产和负债衡量受访者的财务状况, 其中金融类资产包括政府债券、股票、基金和住房公积金, 实物资产只考虑房产, 家庭负债主要包括未付银行贷款和尚未还清的个人借款。

根据 Preacher & Hayes (2008)、郭品、沈悦(2019), 利用多重中介效应模型检验我们假设的程序如下: 为验证假设1、假设2和假设3, 第一步, 回归模型(1)中的第一个式子, 若 β_1 显著为负则说明假设1是成立

表 2 模型回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量： 非医疗消费	被解释变量： 医疗支出	被解释变量： 储蓄	被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.143*** (0.018)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	-0.032 (0.078)
Medicalexp	—	—	—	0.044*** (0.010)
Save	—	—	—	0.021*** (0.003)
Insurance *Medicalexp	—	—	—	-0.009 (0.010)
Insurance*Save	—	—	—	-0.011*** (0.003)
Health	-0.038*** (0.005)	0.227*** (0.009)	-0.311*** (0.029)	-0.043*** (0.005)
Chronic	0.000 (0.011)	0.230*** (0.020)	0.080 (0.063)	-0.009 (0.011)
Age	-0.015*** (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.017*** (0.003)	-0.015*** (0.001)
Male	-0.087*** (0.012)	0.055** (0.022)	0.665*** (0.070)	-0.095*** (0.012)
Ethnic Group	-0.108*** (0.020)	-0.010 (0.037)	0.244** (0.104)	-0.110*** (0.020)
Education	0.042*** (0.005)	0.012 (0.008)	0.406*** (0.027)	0.037*** (0.005)
Hukou	0.110*** (0.017)	0.137*** (0.031)	0.501*** (0.101)	0.094*** (0.017)
Smoke	0.038*** (0.012)	-0.076*** (0.021)	-0.507*** (0.069)	0.047*** (0.012)
Drink	0.077*** (0.011)	-0.148*** (0.019)	0.403*** (0.063)	0.077*** (0.011)
Physical	0.048*** (0.016)	-0.021 (0.028)	0.302*** (0.084)	0.044*** (0.015)
Healthexp	0.017 (0.011)	0.131*** (0.020)	0.231*** (0.061)	0.009 (0.011)
Married	-0.131*** (0.017)	0.352*** (0.029)	0.612*** (0.079)	-0.151*** (0.017)
Childnum	-0.010** (0.005)	0.036*** (0.009)	-0.059** (0.026)	-0.011** (0.005)
Load	-0.004 (0.014)	0.121*** (0.025)	-1.707*** (0.069)	0.010 (0.014)
Fina_asset	0.098*** (0.028)	0.050 (0.054)	0.498** (0.206)	0.079*** (0.027)
Residence	0.022 (0.015)	-0.014 (0.027)	0.142* (0.086)	0.020 (0.015)
Lnincome	0.063*** (0.003)	0.166*** (0.005)	0.210*** (0.017)	0.055*** (0.003)
Constant	8.951*** (0.068)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	8.715*** (0.095)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.211	0.127	0.114	0.218

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平；括号中的数字为稳健的标准误差；以下均同。

出中老年居民消费的完全中介变量，验证了假设 3。从中介效应变量贡献的绝对量来看，城乡居民基本医疗

的，然后进行下一步，否则停止检验；第二步，同时回归模型(1)中的第二个式子和第三个式子，如果 η_1 为正， γ_1 为负，则说明假设 2 是成立的，然后进行下一步，否则停止检验；第三步，回归模型(1)中的第四个式子，如果 θ_1 显著性降低，说明医疗支出和储蓄具有部分中介效应， θ_1 不显著则说明医疗支出和储蓄具有完全中介效应，说明假设 3 成立。

(三) 实证结果及分析

表 2 的模型 1 是式(1) 第一个方程的估计结果，模型 2 是式(1) 第二个方程的估计结果，模型 3 是式(1) 第三个方程的估计结果，模型 4 是式(1) 第四个方程的估计结果。由模型 1 可知，城乡居民基本医疗保险挤出了中老年居民的非医疗消费，说明假设 1 是成立的；由模型 2 和模型 3 可知，城乡居民基本医疗保险显著促进了中老年居民的医疗支出，同时显著减少了中老年居民的储蓄，说明假设 2 是成立的；由模型 4 可知，在控制医疗支出、储蓄以及这两个变量与城乡居民基本医疗保险的交互效应后，城乡居民基本医疗保险变得不再显著，说明这两个变量是城乡居民基本医疗保险挤

保险经由医疗支出挤出中老年居民非医疗消费的中介效应为 $0.074 \times 0.044 \approx 0.003$ ，并且在5%的水平下是显著的；经由储蓄挤出中老年居民非医疗消费的中介效应为 $(-0.286) \times (-0.021) \approx 0.006$ ，并且在1%的水平下是显著的。通过加总医疗支出和储蓄的中介效应，我们可以得到模型的多重中介效应约为0.009，并且在统计上具有高度显著性。从医疗支出和储蓄的相对贡献来看，医疗支出挤出中老年居民非医疗消费的贡献约为33.333%，储蓄挤出中老年居民非医疗消费的贡献约为66.667%。

实证结果可以说明两个问题：一是城乡居民基本医疗保险挤出了城乡居民的部分储蓄，导致消费增加。二是城乡居民基本医疗保险释放了城乡居民的正常医疗需求，挤出了中老年居民的非医疗消费。

根据上面的分析可知，收入因素可能影响医疗支出和储蓄的完全中介效应。对于低收入的城乡居民来说，可能存在的自负医疗费用和城乡居民基本医疗保险筹资是一笔不小的开支，从而对非医疗消费有一定的挤出效应；但是对高收入的城乡居民来说，非医疗消费的挤出效应可能不存在。为了验证这一判断，我们按照收入水平将样本划分为三个类别，分别是2000元以下、2000元到6000元、6000元以上⁶，然后使用这三个样本对式(1)进行回归，回归结果如表3所示⁷。由表3可知，收入在3000元以下样本的回归结果与表2的结果相同，说明假设1、假设2和假设3仍然成立。因此对于低收入群体而言医疗支出和储蓄是医疗保险挤出消费的完全中介变量。对于收入在3000元至6000元之间的样本、收入在6000元以上的样本而言，模型2、模型3和模型4中医疗保险系数不具有显著性，说明医疗支出和储蓄不具有中介效应。收入在6000元以上的样本中，模型1的系数绝对值降低，说明相较于6000元以下的群体，城乡居民基本医疗保险对中老年居民消费的挤出效应减小，即假设4是成立的。

四、稳健性检验

(一) 内生性讨论

模型的内生性主要来源于三个方面：双向因果、衡量偏误和遗漏变量。在现有经典文献的基础上本文进一步考虑了受访者的风险态度和财务状况，财务状况包括金融类资产、实物资产和负债。就较复杂变量的衡量问题，我们和CHARLS项目组主要成员进行了细致的交流。由此来看，导致内生性的衡量偏误和遗漏变量问题可以忽略。不可否认，城乡居民基本医疗保险对居民的非医疗消费、医疗支出和储蓄均具有重要影响，但同时这三个变量也对城乡居民基本医疗保险有一定的反影响，即模型可能存在一定的双向因果。为了防止双向因果对模型结果的不良影响，我们使用工具变量法(IV)对模型重新进行估计。工具变量法要求工具变量要与是否参加城乡居民基本医疗保险高度相关，同时工具变量仅能通过影响是否参加城乡居民基本医疗保险这一个渠道去影响非医疗消费、医疗支出和储蓄。由于工具变量的不唯一性和误差项的不可观测性，严格符合上述条件的工具变量是很难找到的。本文参考宗庆庆等(2015)的做法，使用同一组群内其他样本参与城乡居民基本医疗保险的比例作为工具变量。这一设计的关键是分组变量的选取。通常来说，分组变量要么是外生变量，要么在组间分布具有一定差异。按照这些标准我们使用教育水平、年龄和所在区域作为分组变量。其中年龄分为45岁至54岁、55岁至60岁、60岁及以上三个组；教育水平分为小学、初高中、大学及以上三个组⁸；所在区域分为东部、中部、西部三组⁹。因此整个样本分成了27个组群。

表 3 按照收入分组的模型回归结果

收入在 2000 元以下				
变量	模型 1 被解释变量： 非医疗消费	模型 2 被解释变量： 医疗支出	模型 3 被解释变量： 储蓄	模型 4 被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.139*** (0.038)	0.120** (0.055)	-0.639*** (0.189)	0.282 (0.182)
Medicalexp	—	—	—	0.105*** (0.026)
Save	—	—	—	0.023*** (0.007)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Observations	9,681	9,681	9,681	9,681
R-squared	0.151	0.155	0.084	0.161
收入在 2000 元至 6000 元之间的样本				
变量	模型 1 被解释变量： 非医疗消费	模型 2 被解释变量： 医疗支出	模型 3 被解释变量： 储蓄	模型 4 被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.176*** (0.046)	0.083 (0.081)	0.024 (0.228)	0.051 (0.207)
Medicalexp	—	—	—	0.073*** (0.027)
Save	—	—	—	0.024*** (0.008)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Observations	4,944	4,944	4,944	4,944
R-squared	0.179	0.106	0.083	0.188
收入在 6000 元以上的样本				
变量	模型 1 被解释变量： 非医疗消费	模型 2 被解释变量： 医疗支出	模型 3 被解释变量： 储蓄	模型 4 被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.122*** (0.023)	0.033 (0.046)	-0.154 (0.153)	-0.096 (0.100)
Medicalexp	—	—	—	0.023* (0.012)
Save	—	—	—	0.018*** (0.003)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Observations	11,091	11,091	11,091	11,091
R-squared	0.182	0.087	0.111	0.188

对于其中一个组群内的第*i*个样本而言，我们使用该组群内其他样本的参保率作为第*i*个样本的工具变量。此外，我们还对工具变量是否为弱工具变量进行了检验。根据两阶段最小二乘估计在第一阶段的F统计量是117.78，对应的p值是0.000，因此我们使用的工具变量并不是弱工具变量。同时Cragg–Donald Wald统计量和Kleibergen–Paap Wald统计量也可以用来检验弱工具变量。这两个统计量的值分别为136.902和117.781。一般认为这两项的值大于10就不存在弱工具变量问题，因此不同的检验结果均表明我们的工具变

量不是弱工具变量。

使用工具变量后的估计结果如表4所示。由表4可知,我们的结论是稳健的。

(二) 逆向选择和道德风险

逆向选择不会影响我们的结论。如果存在逆向选择,那些预计自己健康状况更差的居民更有可能购买新农合或者城镇居民医保,因此参保居民可能有更高的医疗支出,进而挤出消费。为了防止逆向选择的影响,我们剔除健康状况最差的样本,重新进行回归,结果如表5所示,由表5可知,逆向选择并不影响我们的结果。

道德风险也不会影响我们的结论。道德风险指的是参保之后的中老年居民利用自身信息优势从社会基本医疗保险中获取某些利益的行为。道德风险不会减少中老年居民的收入水平,反而有可能提升他们的收入水平,因此不会挤出消费。

五、异质性分析

通过上面的分析我们可以得到如下结论,对于收入水平相对较低的中老年居民而言,

城乡居民基本医疗保险通过释放积压已久的医疗需求和减少储蓄挤出了非医疗消费。本文所使用的非医疗消费包括食品支出、衣着支出、物业费、水电费等17种。因此我们不仅要问城乡居民基本医疗保险挤出了这17种非医疗消费中的哪些消费?本部分将回答这一问题。首先我们将这17种非医疗消费分为必要消费和

表4 基于工具变量的估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量: 非医疗消费	被解释变量: 医疗支出	被解释变量: 储蓄	被解释变量: 非医疗消费
Insurance	-1.554*** (0.276)	2.083* (1.230)	-0.409*** (0.124)	0.985 (2.413)
Medicalexp	—	—	—	-0.149 (0.281)
Save	—	—	—	0.026** (0.011)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
F 统计量	117.78			
P 值	0.000			
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.991	0.963	0.545	0.993

表5 考虑逆向选择后的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量: 非医疗消费	被解释变量: 医疗支出	被解释变量: 储蓄	被解释变量: 非医疗消费
Insurance	-0.139*** (0.019)	0.064* (0.034)	-0.247** (0.110)	0.023 (0.079)
Medicalexp	—	—	—	0.049*** (0.010)
Save	—	—	—	0.021*** (0.003)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Observations	24,333	24,333	24,333	24,333
R-squared	0.213	0.120	0.111	0.220

表6 必要消费

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量: 非医疗消费	被解释变量: 医疗支出	被解释变量: 储蓄	被解释变量: 非医疗消费
Insurance	-0.113*** (0.028)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	-0.002 (0.135)
Medicalexp	—	—	—	0.031* (0.018)
Save	—	—	—	0.013*** (0.002)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	8.008*** (0.103)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	7.844*** (0.161)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.109	0.127	0.114	0.112

表 7 非必要消费

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量： 非医疗消费	被解释变量： 医疗支出	被解释变量： 储蓄	被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.242*** (0.046)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	0.048 (0.212)
Medicalexp	—	—	—	0.075** (0.030)
Save	—	—	—	0.022*** (0.003)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.183 (0.130)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	-0.607*** (0.234)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.068	0.127	0.114	0.072

表 8 食品支出

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量： 非医疗消费	被解释变量： 医疗支出	被解释变量： 储蓄	被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.163*** (0.038)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	0.228 (0.176)
Medicalexp	—	—	—	0.203*** (0.022)
Save	—	—	—	0.027*** (0.002)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	7.659*** (0.149)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	7.589*** (0.198)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.131	0.127	0.114	0.117

表 9 衣着支出

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	被解释变量： 非医疗消费	被解释变量： 医疗支出	被解释变量： 储蓄	被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.136*** (0.018)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	-0.052 (0.079)
Medicalexp	—	—	—	0.039*** (0.010)
Save	—	—	—	0.011*** (0.001)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	8.587*** (0.070)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	8.404*** (0.097)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.210	0.127	0.114	0.214

非必要消费，其中必要消费包括食品支出、衣着支出、住房支出(包括物业费、水电费、燃料费和取暖费)、交通通讯费和教育培训费，非必要消费包括除必要消费之外的其他非医疗消费。估计结果如表6和表7所示。由这两个表可知，城乡居民基本医疗保险通过释放积压已久的医疗需求和减少储蓄对必要消费和非必要消费均有挤出效用。

下面我们进一步分析城乡居民基本医疗保险对必要消费的挤出效应。必要消费包括食品支出、衣着支出、住房支出、交通通讯费和教育培训费五项。表8至表12给出了基于这五项的回归结果(见表8-12)。由这些结果可知，城乡居民基本医疗保险通过释放积压已久的医疗需求和减少储蓄，对中老年居民的食品支出和衣着支出具有挤出效用，但是对住房支出、交通通讯费和教育培训费没有挤出效应。因此中老年城乡居民为了满足自身的基本医疗需求正在过着“节衣缩食”的日子。这一结论对政策制定者具有重要的指导意义。“十四五”规划纲要明确提出：“扎实推动共同富裕，不断增强人民群众获得感、幸福感、

安全感，促进人的全面发展和社会全面进步。”如果部分收入水平相对较低的中老年城乡居民为了医疗而仍

然过着“节衣缩食”的生活，这一“十四五”目标就很难实现。因此必须深化医药卫生体制改革，加快优质医疗资源扩容和城乡区域均衡布局，让更多的医疗资源向收入水平较低的中老年城乡居民倾斜。

六、结论与政策建议

本文使用CHARLS数据和多重中介效应模型检验了城乡居民基本医疗保险是否挤出了中老年居民的非医疗消费。实证结论发现，城乡居民医保对中老年居民非医疗消费具有一定的挤出效应；医疗支出和储蓄是城乡居民医保挤出中老年居民非医疗消费的完全中介变量，即控制这两个变量后，城乡居民医保对中老年居民非医疗消费的挤出效应将完全消失；随着收入的升高，城乡居民医保对中老年居民消费的挤出效应将减小。为了检验结论的稳健性，我们从三个方面讨论了模型的内生性，同时使用教育水平、年龄、所在区域作为分组变量，构建了27个群组，使用同一个组群内其他样本的参保比例作为工具变量，进行了工具变量回归；我们还讨论了模型可能存在的逆向选择和道德风险。最终结果表明，我们的结论是稳健的。

表 10 住房支出

	模型 1 被解释变量： 非医疗消费	模型 2 被解释变量： 医疗支出	模型 3 被解释变量： 储蓄	模型 4 被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.057* (0.031)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	0.274** (0.138)
Medicalexp	—	—	—	0.077*** (0.017)
Save	—	—	—	0.003* (0.002)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	5.661*** (0.123)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	5.224*** (0.170)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.140	0.127	0.114	0.142

表 11 交通通讯费

	模型 1 被解释变量： 非医疗消费	模型 2 被解释变量： 医疗支出	模型 3 被解释变量： 储蓄	模型 4 被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.054 (0.039)	0.074** (0.033)	-0.286*** (0.107)	0.343* (0.178)
Medicalexp	—	—	—	0.138*** (0.022)
Save	—	—	—	0.014*** (0.002)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	6.540*** (0.149)	3.882*** (0.121)	0.530 (0.374)	5.836*** (0.218)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.160	0.127	0.114	0.167

表 12 教育培训费

	模型 1 被解释变量： 非医疗消费	模型 2 被解释变量： 医疗支出	模型 3 被解释变量： 储蓄	模型 4 被解释变量： 非医疗消费
Insurance	-0.078 (0.066)	0.074** (0.033)	-0.330*** (0.107)	-0.143 (0.285)
Medicalexp	—	—	—	0.106*** (0.038)
Save	—	—	—	0.008** (0.004)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
Constant	1.583*** (0.238)	3.882*** (0.121)	2.832*** (0.334)	2.126*** (0.329)
Observations	25,716	25,716	25,716	25,716
R-squared	0.107	0.127	0.108	0.106

本文的核心结论对城乡居民基本医疗保险的健康发展具有重要的启示意义。首先，本文让我们对城乡居民基本医疗保险与非医疗消费的关系有了更深入的认识。现有研究普遍认为城乡居民基本医疗保险能够通过挤出预防性储蓄而促进非医疗消费，但缺乏对不同群体非医疗消费的细致考察。对于一些收入较低的中老年群体而言，医疗保险降低了医疗服务的价格，激发了他们潜在的医疗需求，同时“看病贵”问题和收入增长没有得到及时解决，导致医疗支出增加，挤出了非医疗消费。因此对于收入较低的城乡居民而言，医疗保险挤出了他们的部分非医疗消费。我们的这一判断是对现有医疗保险和消费关系的有益补充。其次，提升城乡中老年居民的医疗保障水平，有利于缓解他们“节衣缩食”的消费行为和解决消费增长乏力的难题。消费作为社会扩大再生产的重要组成部分，是新发展格局的重要战略支撑。但最终消费对国内生产总值增长的平均贡献率最近三年有下行趋势，实际最终消费构成有下降趋势。因此为了促进经济增长和提升居民福利，相关部门应该持续关注城乡低收入居民的医疗行为。通过增加收入、提升报销比例、提高医疗保险补贴比例、解决基层“看病贵”问题等方式降低医疗服务支出占收入的比重，进而减少对非医疗消费的挤出效应，尤其是对食品支出和衣着支出的挤出效应。最后，应该通过增加中老年城乡居民收入和提升保障水平来促进他们的消费。■

(责任编辑：白耀星)

注释：

¹ 数据来源于2020年《中国统计年鉴》。该年鉴没有提供2019年的居民实际最终消费数据。由于新冠疫情的影响，我们估计2019年的居民实际最终消费构成低于2018年。

² 国家医疗保障局网站：http://www.nhsa.gov.cn/art/2021/3/8/art_7_4590.html。

³ 城乡居民包括拥有农业户口的农民和拥有城镇户口但是没有缴纳城镇职工基本医疗保险的所有居民。

⁴ 数据来源于2019年全国基本医疗保障事业发展统计公报。

⁵ 由于2022年全国基本医疗保障事业发展统计公报没有提供人均筹资数据，因此使用2019年数据作为说明。根据增长趋势，2022年人均筹资大于2019年的水平。

⁶ 我们还使用不同的收入区间进行了尝试，所得结果与该结果类似。

⁷ 我们还将收入分为3000元以下、3000元到6000元、6000元以上三个组进行回归，回归结果仍然稳健。

⁸ 教育水平的分组标准是由样本的实际情况决定的。样本中受访者的年龄大于或者等于45岁，他们的教育水平普遍偏低。因此将小学水平及以下作为一个组别，初高中作为一个组别，其余的作为第三个组别。

⁹ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东共10个省、市和自治区；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省、市和自治区；西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆、广西、内蒙古10个省、市和自治区。CHARLS数据未包含海南、西藏和宁夏三个省、市和自治区。

参考文献：

- [1]Manning W.G.,Marquis M.S.Health Insurance:The Tradeoff Between Risk Pooling and Moral Hazard[J].Journal of Health Economics,1996,15(5):609-639.
- [2]Hurd M D,McGarry K.Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly[J].Journal of Health Economics,1997,16(2):129-154.
- [3]Grossman M.On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J].Journal of Political Economy,1972,80(2):223-255.
- [4]Gruber J,Yelowitz A.Public Health Insurance and Private Savings[J].Journal of Political Economy,1999,107(6):1249-1274.
- [5]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[J].经济研究,2010(6):105-119.
- [6]唐琦、秦雪征.中国家庭医疗消费挤出效应的实证研究[J].经济科学,2016(3):61-75.
- [7]邵全权、郝天琪.健康风险、医疗保险与消费[J].保险研究,2020(12):18-37.

- [8]Leland H E.Saving and Uncertainty:The Precautionary Demand for Saving[J].Quarterly Journal of Economics,1968,82(3): 465-473.
- [9]Sandmo A.The Effect of Uncertainty on Saving Decisions[J].The Review of Economic Studies,1970,37(3):353-360.
- [10]Rothschild M,Stiglitz J E.Increasing risk II:Its Economic Consequences[J].Journal of Economic Theory,1971,3(1):66-84.
- [11]Preacher K J,Hayes A.F.Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models[J].Behavior Research Methods,2008,40(3):879-891.
- [12]郭品,沈悦.互联网金融、存款竞争与银行风险承担[J].金融研究,2019(8):58-76.
- [13]Finkelstein A,Mc Garry K.Multiple Dimensions of Private Information:Evidence from the Long-Term Care Insurance Market[J].American Economic Review,2006,96(4):938-958.
- [14]范庆祝,孙祁祥,冯璐.中国寿险市场存在议价能力差异吗?——基于供给侧视角的分析[J].经济科学,2021(1):122-133.
- [15]孙祁祥,王向楠.家庭财务脆弱性、资产组合与人寿保险需求:指标改进和两部回归分析[J].保险研究,2013(6):23-34.
- [16]范庆祝,孙祁祥.中国寿险市场存在逆向选择吗?——来自 CHARLS数据的经验证据[J].金融研究,2020(8):112-129.
- [17]宗庆庆,刘冲,周亚虹.社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J].金融研究,2015(10):99-114.

Has Urban and Rural Residence Insurance Crowded Out the Non-medical Consumption of Middle-aged and Elderly Residents?

—— The Analysis Based on Multiple Mediating Effect Model

XU Hao-qing XU Shang-kun HAO Xin-ge

Abstract: As an important part of the expanded reproduction of society, consumption is not only an important strategic support for the new development pattern, but also an important direction for currently expanding domestic demand. Therefore, research on the relationship between medical insurance and consumption is of practical significance. This article uses CHARLS data and multiple mediating effect models to test whether urban and rural housing insurance crowds out the non-medical consumption of middle-aged and elderly farmers and urban residents. The research shows that urban and rural residence insurance has a certain crowding-out effect on non-medical consumption of middle-aged and elderly farmers as well as urban and rural residents, medical expenditure and savings are the complete mediating variables for urban and rural residence insurance to crowd out non-medical consumption, and that as income rises, the crowding-out effect will disappear. In order to test the robustness of the conclusion, we discussed the endogeneity of the model from three aspects: bidirectional causation, measurement bias and omitted variables, as well as the adverse selection and moral hazard of the model. Heterogeneity analysis shows that urban and rural housing security has squeezed out the food and clothing expenditures of middle-aged and elderly farmers and urban residents. In order to promote economic growth and common prosperity, relevant departments should continue to pay attention to the medical behaviors of low-income middle-aged and elderly residents in urban and rural areas. To reduce the crowding out effect on non-medical consumption, the following measures should be taken: reducing the proportion of medical service expenditures in income by increasing income, increasing the reimbursement ratio, increasing the proportion of medical insurance subsidies and solving the problem of "expensive medical treatment" at the grassroots level.

Key Words: Medical Insurance; Multiple Mediating Effect Model; Crowding out Effect; Non-medical Consumption; Adverse Selection