

门诊共济保障制度对中老年人家庭消费的影响

叶欣^{1,2*} 王鑫峰¹

1. 复旦大学全球公共政策研究院 上海 200433

2. 复旦大学复旦-LSE全球公共政策研究中心 上海 200433

【摘要】拉动消费是构建新发展格局、促进经济高质量发展的迫切要求。本研究基于2011—2018年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)四期数据,实证分析了职工门诊共济保障制度对中老年人家庭消费的影响。结果显示,门诊共济保障制度的实施显著增加了家庭消费水平,其消费促进效应突出体现为居民生存发展型消费提高。中介分析发现,抑制慢性病数量增加和家庭预防性储蓄弱化是门诊共济保障影响家庭消费的重要机制。异质性分析表明,门诊共济保障对收入较低和老年家庭的消费促进作用更为显著。根据以上实证分析结果,提出了加大门诊费用保障力度,注重健康导向的门诊服务保障和加强特定人群的门诊保障待遇等建议,以充分发挥门诊共济保障对提振家庭消费的积极作用。

【关键词】门诊共济保障;中老年人;家庭;消费

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2025.06.002

The impact of outpatient mutual-aid security on household consumption among middle-aged and older adults

YE Xin^{1,2}, WANG Xin-feng¹

1. Institute for Global Public Policy, Fudan University, Shanghai 200433, China

2. LSE-Fudan Research Center for Global Public Policy, Fudan University, Shanghai 200433, China

【Abstract】 Stimulating household consumption is an urgent requirement for establishing a new development paradigm and promoting high-quality economic growth. Using four waves of data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) from 2011 to 2018, this study empirically investigates the impact of the outpatient mutual-aid security policy on household consumption among middle-aged and older adults. The results show that the implementation of the policy significantly increased household consumption, with the consumption-promoting effect particularly evident in essential and developmental types of consumption. Mediation analysis suggests that the reduction in the number of chronic diseases and the weakening of households' precautionary saving motives are key mechanisms through which the policy enhances consumption. Heterogeneity analysis further reveals that the policy's positive effect on consumption is more pronounced among lower-income households and elderly families. Based on these findings, the study recommends strengthening outpatient expense coverage, improving health-oriented outpatient service provision, and enhancing outpatient benefit packages for specific groups, in order to fully leverage the role of outpatient mutual-aid security in boosting household consumption.

【Key words】 Outpatient mutual-aid security; Middle-aged and older adults; Household; Consumption

党的二十大报告提出,要着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用。^[1]进入新发展阶段,中国经济面临由高

速增长向高质量发展的转换,过去依靠要素投入和出口扩大内需的发展模式不可持续,消费扩容提质将成为引领经济高质量发展的新动能。根据世界银

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目(72304070);国家自然科学基金重点项目(72234001)

作者简介:叶欣(1994年—),女,副研究员,主要研究方向为健康政策和健康经济学等。E-mail:yexin@fudan.edu.cn

通讯作者:王鑫峰。E-mail:23110870004@m.fudan.edu.cn

行报告,发达国家家庭消费占GDP的比例一般在80%左右,OECD经济体的平均值超过77%,世界平均水平约为72%。2024年,我国消费支出对经济增长贡献率为44.5%,远低于世界平均水平。^[2]如何依托巨大人口规模的市场优势拉动消费,不仅是政府关注的焦点,也是稳定经济增长韧性、实现经济高质量发展战略的核心议题。

长期以来,预防性储蓄过高是中国居民消费低迷的主要原因之一。根据世界银行最新数据,2023年我国国民储蓄率为43.6%,显著高于世界平均水平(25.9%)和OECD国家平均水平(21.8%),这表明我国是全球储蓄率最高的经济体之一。^[3-5]预防性储蓄理论提出,收入和支出的不确定性会增加居民的预防性储蓄,降低居民的当期消费,而疾病风险是导致收支不确定性的重要诱因。^[6]所以,医疗保障制度的完善发展可以有效缓解收入和支出的不确定性,减少预防性储蓄,从而增加居民消费。

在医疗保障制度的改革中,门诊共济保障机制作为职工医保制度的重要组成部分,旨在在进一步降低居民疾病经济风险、提升医疗保障能力,这使其在释放家庭消费方面具有一定潜力。2021年4月,国务院办公厅发布了《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》,明确提出将门诊费用纳入职工医保统筹基金支付范围,并逐步实现通过门诊共济保障机制降低门诊疾病支出风险。这一制度的实施,旨在通过整合资金来源,建立风险共担的保障机制,从而减轻家庭医疗负担,这有利于提高家庭的经济稳定性和消费信心。^[7]

然而,门诊共济保障机制对家庭消费的具体影响及其潜在机制的研究仍然较为缺乏。本研究基于中国健康与养老追踪调查数据,分析职工门诊共济保障制度对中老年居民家庭消费的影响,并探讨其潜在机制。本文的贡献在于:首先,门诊共济保障制度正处于优化改革的关键阶段,现有研究主要聚焦于其对健康、医疗服务利用等方面的影响,鲜有研究探索其对家庭消费的作用;其次,本文系统分析了门诊共济保障对家庭消费的影响机制及其异质性,为政策优化和改革提供理论参考。

1 理论基础与文献综述

医疗保障通过缓解健康风险带来的收入不确定性,被认为是影响居民预防性储蓄与消费行为的重

要制度安排。预防性储蓄理论指出,个体面对不确定的未来风险时倾向于增加储蓄、压缩消费。^[8-9]而医疗支出作为家庭面临的重要经济不确定因素之一,其风险的缓释有望释放消费潜力。^[10]

在实证层面,大量研究发现医疗保障制度可通过减少医疗费用的不确定性促进家庭消费。例如,美国Medicaid的实施显著提高了老年人的非医疗类消费。^[11]德国高覆盖率医疗保障制度同样通过减轻家庭疾病负担,推动消费结构多元化。^[12]越南等中低收入国家的医保改革,也被发现能够增加低收入家庭的可支配收入并促进消费增长。^[13]国内已有研究表明,城乡居民医保、新农合与长期护理险等制度在一定程度上促进了家庭消费,尤其是在中高收入或健康状况较差群体中更为显著。^[1,14-15]然而,部分研究也发现其消费提振效果具有结构性差异,整体效应存在争议。^[16]

相较于住院保障,门诊服务更具日常性,其经济补偿效应与消费关系更为直接。RAND实验发现,门诊服务的价格弹性远高于住院服务,门诊自付比例的下降更有可能改变个体的就医行为与消费结构。^[17]在德国,高比例的门诊报销显著减少了家庭的预防性储蓄倾向,从而释放了非医疗消费空间。此外,门诊保障通过改善就医行为与健康状况,提升劳动参与与生产率,也可能间接带动消费。^[18]但也有研究指出门诊保障的消费促进效应可能受限于制度设计、群体特征等因素。例如,美国《平价医疗法案》在低收入群体中的实际消费拉动效应较为有限,部分原因在于自付门槛仍然较高。^[19]发展中国家的相关研究也发现,尽管门诊服务的保障水平提高,但高额费用与收入水平不匹配问题仍制约了消费改善。^[20]此外,门诊保障对中老年群体的边际效应明显高于低龄群体,可能存在一定的年龄异质性。^[21]

综上,现有文献大多聚焦社会医疗保险及其不同类型,以及长期护理保险对居民医疗支出和消费的影响,且研究结论有所不一,对于不同类型医疗服务的待遇变化对家庭消费的综合影响研究尚不充分。尽管门诊服务保障在理论与国际经验中均显示出一定的消费促进潜力,但其具体效应受受益人群差异等多重因素影响。在中国已基本实现全民医保覆盖的大背景下,深入探讨门诊服务保障优化对家庭消费行为的影响、机制及其异质性,具有重要的现实意义与政策价值。

2 数据来源与方法

2.1 数据来源

本研究采用的数据来自中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)。CHARLS 全国基线调查于 2011 年开展,并于 2013、2015、2018 和 2020 年进行追踪调查。由于 2020 年第五期数据缺少家庭医疗保健支出等关键指标,本研究将 2011、2013、2015 和 2018 年四期调查数据纳入研究范围。本文参考既有研究总结了开展城镇职工医保门诊共济保障改革的城市及其实施时间。^[7]如表 1 所示,2001—2018 年间已开展城镇职工医保门诊统筹政策的试点城市有 30 个,其中在 2011—2018 年间试点城市有 11 个。本研究删除了在 CHARLS 2011 调查前已经实施门诊共济改革的城市。根据联合国世界卫生组织的年龄划分,45 岁以下为青年,45~59 岁为中年,60 岁以上为老年。^[22-23]本文主要研究对象为中老年人群,因此将 45 岁以下的青年人口样本剔除。由于本文主要探讨的是城镇职工医疗保险的门诊共济保障制度,因此在数据处理过程中剔除了城镇职工医保以外的其他医疗保险类型的观测值,本文在此基础上进一步剔除了关键变量存在缺失的样本,最终得到 3 560 个有效样本。

表 1 开展城镇职工医保门诊共济保障制度的城市及实施时间

年份	城市
2001—2010 年	上海市、北京市、天津市、宁波市、杭州市、深圳市、佛山市、呼和浩特市、徐州市、泰州市、福州市、青岛市、广州市、苏州市、连云港市、潮州市、台州市、茂名市、清远市
2011 年	盐城市、嘉兴市、丽水市、江门市
2012 年	石家庄市
2013 年	无
2014 年	荆门市、大连市、济南市、潍坊市
2015 年	滨州市、漳州市
2016—2018 年	无
2019 年之后	其他城市

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

本研究的被解释变量为居民的家庭消费情况,在指标选取时除家庭年人均总消费以外,还重点考虑家庭消费内部结构的变化,包括家庭年人均医疗保健支出、家庭年人均食品消费支出、家庭年人均生

存发展消费支出。其中,家庭年人均医疗保健支出包括家庭过去一年人均门诊服务支出和住院服务支出总和。家庭年人均食物消费支出为家庭过去一年人均食品烟酒支出。家庭年人均生存发展消费为家庭过去一年人均衣着支出、居住支出、家庭设备用品及服务支出、交通通讯支出和文教娱乐支出的总和。具体来说,分析指标为家庭年人均总消费的对数、家庭年人均医疗保健支出的对数、家庭年人均食品消费支出的对数、家庭年人均生存发展消费的对数。

2.2.2 解释变量

核心解释变量为是否实施门诊共济保障。门诊共济保障政策实施的虚拟变量根据表 1 中开展城镇职工医保门诊共济保障制度的城市名单设定,试点城市赋值为 1,其他为 0。

2.2.3 中介变量

根据文献综述,本研究认为门诊共济保障对家庭消费的促进作用主要通过健康改善和预防性储蓄弱化两个潜在机制实现。在健康指标方面,慢性病群体具有慢性病共病现象普遍、致残率高、医疗支出高等特点。^[24]因此,本文选择了受访者慢性病数量作为代理变量。在预防性储蓄方面,本文选择了受访者家庭年末人均现金、银行存款、政府债券、股票以及基金总额的对数作为代理变量。

2.2.4 控制变量

控制变量主要涵盖影响中老年人健康状况的个体、家庭和地区特征变量集合,本研究借鉴已有研究做法,选择了性别、年龄、居住地、受教育年限、是否退休、婚姻状态、子女数量和家庭年人均收入的对数作为重要控制变量纳入至本研究。^[14-15,25]

各变量的描述性统计结果与赋值情况见表 2。

2.3 分析方法

在分析门诊共济保障对家庭消费的影响时,本文将不同城市的城镇职工医保普通门诊共济试点作为“准自然实验”,构建双重差分模型,考察试点城市相较于未实施门诊共济改革的样本在政策实施前后消费状况的平均变化差异,初步的模型设定如下:

$$\ln Consumption_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_c \times Post_t + \beta_2 X_{ict} + \mu_c + \varphi_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, i, c, t 分别代表个人、城市和年份。被解释变量 $\ln Consumption_{ict}$ 分别表示城市 c 的个体 i 在 t 年的家庭年人均总消费的对数、家庭年人均医疗保健支出的对数、家庭年人均食品消费支出的对数和家

庭年人均生存发展消费支出的对数。 $Treat_c$ 表示城市 c 在样本期间实施职工医保普通门诊保障共济改革的虚拟变量。 $Treat_c=1$ 表示样本居住在实施门诊共济改革城市,控制组是未实施门诊共济改革的城市。 $Post_t$ 是表示改革前后时间的二值变量, $Post_t=1$ 表示门诊共济改革实施之后,需要说明的是,有4个城市于2011年实施门诊共济改革,由于政策实施的滞后性以及准自然实验设计的要求,本文参考既往研究将该6个城市的实施时间设定为2012年。 X_{ict} 表示所有控制变量, μ_c 表示城市固定效应, φ_t 表示时间固定效应,回归采用城市一年份层面的聚类标准误。

3 实证分析结果

3.1 基准回归结果

表3汇报了基于双重差分模型估计的门诊共济保障制度对家庭消费的影响结果。结果显示,在纳入所有控制变量以及城市与年份固定效应后,门诊共济保障制度的实施显著增加了职工医保参保中老年家庭年人均总消费的对数和家庭年人均生存发展消费的对数,且分别在10%和5%的水平上显著,对家庭年人均医疗保健支出的对数和食品消费支出的对数无显著影响。

表2 变量描述性统计

变量名称	全样本(N=3 560)		处理组(N=520)		对照组(N=3 040)		
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量	家庭年人均总消费的对数	9.064	0.855	9.253	0.954	9.031	0.832
	家庭年人均医疗保健支出的对数	1.943	3.345	1.980	3.336	1.937	3.345
	家庭年人均食品消费支出的对数	8.658	1.292	8.888	1.388	8.618	1.270
	家庭年人均生存发展消费支出的对数	7.494	0.984	7.735	1.025	7.451	0.970
中介变量	慢性病数量	1.943	1.770	1.761	1.698	1.975	1.781
	家庭年人均预防性储蓄的对数	7.716	2.253	8.181	3.211	7.431	2.072
控制变量	年龄	60.307	11.254	59.676	11.590	60.416	11.192
	性别(参照组:男性)	0.420	0.493	0.454	0.498	1.415	0.493
	婚姻状态(参照组:未婚)	0.849	0.358	0.856	0.352	0.847	0.360
	居住地(参照组:城镇)	0.147	0.355	0.195	0.396	0.139	0.346
	是否退休(参照组:否)	0.535	0.499	0.511	0.500	0.539	0.498
	受教育年限	8.557	3.687	8.373	3.679	8.588	3.687
	家庭年收入的対数	9.680	1.657	9.752	1.884	9.667	1.614
	子女数量	2.045	1.263	1.836	1.185	2.082	1.273

表3 门诊共济保障对家庭消费的影响

变量	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存发展消费支出的对数
门诊共济保障(参照组=无)	0.120*(0.067)	-0.327(0.300)	0.162(0.117)	0.195**(0.083)
年龄	-0.001(0.002)	0.039*** (0.007)	-0.004(0.003)	-0.004(0.003)
性别(参照组:男性)	0.031(0.025)	0.100(0.110)	0.008(0.039)	0.094*** (0.035)
婚姻状态(参照组:未婚)	-0.082** (0.036)	0.091(0.141)	-0.025(0.055)	-0.193*** (0.047)
居住地(参照组:城镇)	-0.331*** (0.048)	0.104(0.191)	-0.371*** (0.085)	-0.363*** (0.054)
是否退休(参照组:否)	0.075** (0.033)	0.611*** (0.130)	0.117** (0.052)	-0.086* (0.044)
受教育年限	0.025*** (0.003)	0.028* (0.015)	0.031*** (0.005)	0.030*** (0.004)
家庭年人均年收入的対数	0.059*** (0.009)	0.068** (0.031)	0.050*** (0.011)	0.048*** (0.013)
子女数量	-0.033*** (0.012)	-0.007(0.050)	-0.032* (0.018)	-0.022(0.018)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.285	0.059	0.154	0.201
常数项	7.785*** (0.223)	-2.829*** (0.875)	7.672*** (0.253)	6.435*** (0.592)

注:***,**,*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内数据为稳健标准误;回归均采用OLS模型。

3.2 稳健性分析

为尽量降低门诊共济改革试点城市和非试点城市存在的组间差异,降低 DID 模型估计偏误,本文进一步利用 PSM-DID 方法进行检验,避免选择性偏差。在进行 PSM-DID 检验时,研究以样本的年龄、性别、婚姻状态、居住地、是否退休、受教育年限和家庭人均年收入的対数作为协变量,采用近邻匹配法,按 1:1 匹配原则进行匹配,以使得样本处理组与对照组在政策实施前具有相似的特征和趋势。其次,重新进行 DID 模型回归检验,结果如表 4 所示。门诊共济保障制度仍对家庭人均总消费的对数和家庭人均生存发展消费支出的对数产生正向影响,且分别在 10% 和 5% 的水平上显著,对家庭人均医疗保健支

出的对数和食品消费支出的对数无显著影响,进一步说明双重差分的结果具有较强的稳健性。

3.3 平行趋势检验

使用双重差分模型检验准自然实验的政策效应,需要满足平行趋势假设。本文使用事件分析法,构建时间虚拟变量与职工医保门诊共济改革试点地区虚拟变量的交互项进行平行趋势检验。估计结果如图 1 所示。由此可见,门诊共济改革实施前试点地区虚拟变量与时间虚拟变量交互项的回归系数均不显著,说明试点城市与非试点城市在政策冲击前具有相同的变化趋势,通过了平行趋势检验。另外,在职工医保门诊共济改革实施后,处理组样本的家庭人均总消费和生存发展消费的支出均呈总体上升趋势。

表 4 稳健性分析

变量	家庭人均总消费支出的对数	家庭人均医疗保健支出的对数	家庭人均食品消费支出的对数	家庭人均生存发展消费支出的对数
门诊共济保障(参照组=无)	0.118*(0.067)	-0.322(0.300)	0.159(0.117)	0.190**(0.083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.284	0.059	0.155	0.201
常数项	7.766*** (0.223)	-2.831*** (0.875)	7.655*** (0.253)	6.423*** (0.593)

注:***、**、*分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著;括号内数据为稳健标准误;回归均采用 OLS 模型。

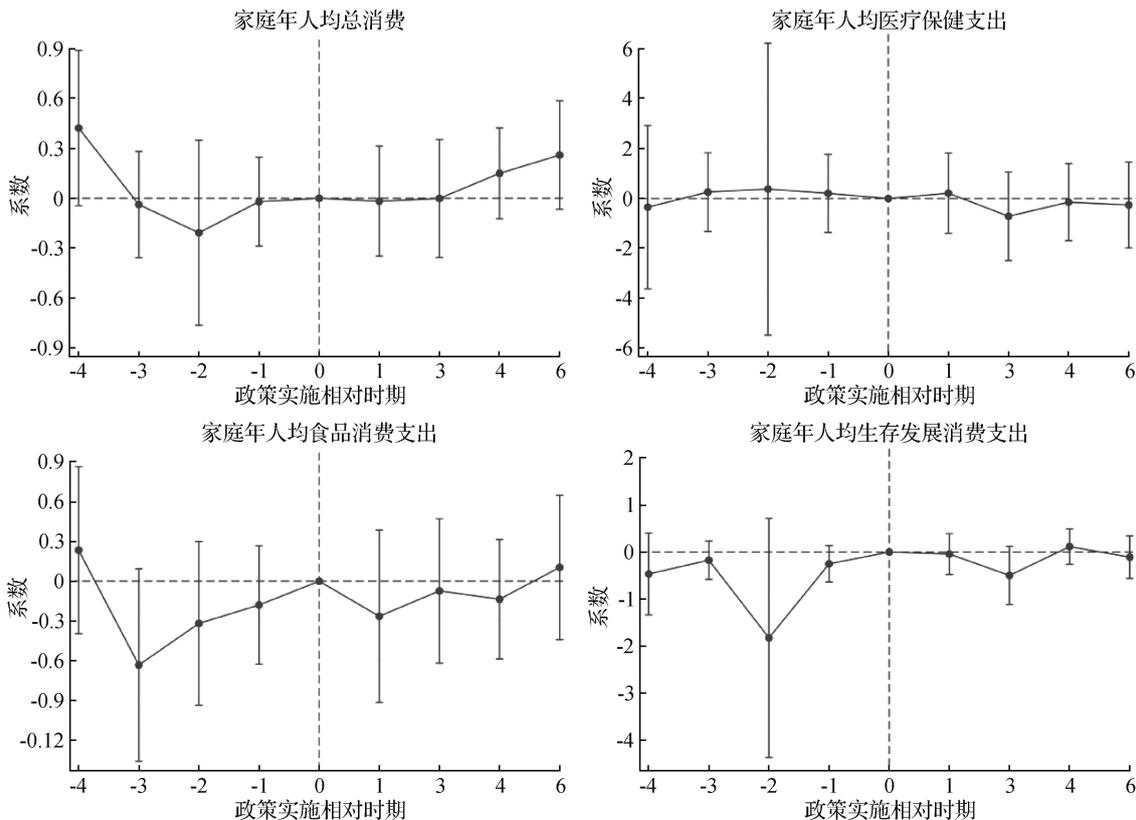


图 1 平行趋势检验图

3.4 机制分析

在使用双重差分模型考察了门诊共济保障对家庭消费存在的显著影响,并通过稳健性分析验证了研究结果的可靠性后,进一步分析门诊共济保障对家庭消费影响的中介效应。表5和表6分别报告了使用逐步回归法对慢性病数量和预防性储蓄进行中介效应检验的结果。

3.4.1 健康改善机制

表5报告了慢性病数量中介效应的检验结果。首先,门诊共济保障制度的实施显著抑制了慢性病数量增加,且在10%的统计学水平上显著。在将慢性病数量纳入基准回归模型后,门诊共济保障制度仍然对试点城市家庭年人均总消费的对数和生存发展消费支出的对数产生显著正向影响,且两个指标相对基准回归的估计系数绝对值均有所下降,说明

抑制慢性病数量增加是门诊共济保障对家庭消费影响的潜在机制。

3.4.2 预防性储蓄减少机制

研究将家庭预防性储蓄作为中介变量,并以家庭年末人均总储蓄来衡量家庭预防性储蓄状况,即家庭年末现金、银行存款、政府债券、股票以及基金总额。表6结果显示,职工医保门诊共济制度的实施显著降低了家庭人均预防性储蓄的对数,在10%的统计学水平上显著。在将家庭人均预防性储蓄的对数纳入基准回归模型后,门诊共济保障制度仍显著增加了家庭年人均总消费的对数和生存发展消费支出的对数,且相对基准回归的估计系数绝对值均有所下降,说明家庭预防性储蓄亦是家庭消费的潜在促进机制之一。

表5 慢性病数量的中介效应检验

变量	慢性病数量	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存发展消费支出的对数
门诊共济保障(参照组=无)	-0.259*(0.145)	0.117*(0.068)	-0.342(0.292)	0.190(0.121)	0.187**(0.086)
慢性病数量		-0.015**(0.007)	0.593*** (0.030)	-0.006(0.012)	-0.029**(0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.152	0.296	0.142	0.158	0.211
常数项	0.046(0.536)	7.651*** (0.224)	-2.525*** (0.827)	7.540*** (0.260)	6.184*** (0.649)

注:***,**,*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内数据为稳健标准误;回归均采用OLS模型。

表6 预防性储蓄的中介效应检验

变量	家庭年人均预防性储蓄的对数	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存发展消费支出的对数
门诊共济保障(参照组=无)	-0.183*(0.102)	0.119*(0.067)	-0.340(0.291)	0.187(0.120)	0.188**(0.087)
预防性储蓄		-0.094*(0.055)	0.172*(0.096)	0.068(0.071)	-0.121*(0.069)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²		0.294	0.141	0.156	0.210
常数项	0.931(2.587)	7.559*** (0.225)	-2.701*** (0.821)	7.617*** (0.262)	6.007*** (0.618)

注:***,**,*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内数据为稳健标准误;回归均采用OLS模型。

3.5 异质性分析

3.5.1 收入异质性

收入与消费密切相关,为了分析门诊共济保障对居民家庭消费影响的收入异质性,本文按照家庭年收入对数的均值将总样本划分为低收入和高收入两个子样本进行分组回归。表7结果显示,门诊共济

保障显著增加了低收入组的家庭年人均总消费的对数、人均食品消费支出的对数和人均生存发展消费支出的对数,分别在10%和5%的统计学水平上显著。相反,门诊共济保障对高收入群体的家庭消费指标均无显著影响。

3.5.2 年龄异质性

为分析门诊共济保障对居民家庭消费影响的年龄异质性,本研究按照年龄将受访者分为 60 岁以下和 60 岁及以上两组,并进行分组回归。表 8 结果显示,门诊共济保障显著增加了 60 岁及以上居民家庭

年人均总消费的对数和生存发展消费支出的对数,分别在 10% 和 5% 的统计学水平上显著。然而,门诊共济保障对 60 岁以下居民的家庭消费指标均无显著影响。

表 7 收入异质性

变量	高收入组				低收入组			
	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存消费支出的对数	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存发展消费支出的对数
门诊共济保障 (参照组=无)	0.092 (0.078)	-0.265 (0.387)	0.040 (0.135)	0.148 (0.159)	0.216* (0.127)	-0.146 (0.502)	0.371** (0.188)	0.253** (0.104)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.250	0.072	0.119	0.223	0.249	0.112	0.194	0.191
常数项	5.566*** (0.397)	-3.691** (1.778)	6.204*** (0.825)	6.485*** (0.347)	7.716*** (0.322)	-2.162 (1.623)	7.598*** (0.404)	3.600*** (0.920)

注:***,**,*分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著;括号内数据为稳健标准误;回归均采用 OLS 模型。

表 8 年龄异质性

变量	60 岁以下				60 岁及以上			
	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存消费支出的对数	家庭年人均总消费的对数	家庭年人均医疗保健支出的对数	家庭年人均食品消费支出的对数	家庭年人均生存发展消费支出的对数
门诊共济保障 (参照组=无)	0.118 (0.083)	-0.509 (0.526)	0.283 (0.220)	0.206 (0.144)	0.206* (0.116)	-0.206 (0.371)	0.154 (0.142)	0.226** (0.105)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.286	0.091	0.233	0.328	0.378	0.071	0.161	0.186
常数项	8.184*** (0.390)	-5.061*** (1.183)	7.546*** (0.442)	6.581*** (0.613)	7.762*** (0.324)	-2.108 (1.369)	8.373*** (0.451)	5.958*** (1.051)

注:***,**,*分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著;括号内数据为稳健标准误;回归均采用 OLS 模型。

4 讨论

4.1 门诊共济保障显著提升中老年人家庭消费,效应主要集中于生存发展型支出

门诊共济保障制度显著提升了中老年家庭的消费水平,且其影响主要体现在生存发展型消费方面。与国际已有研究一致,在门诊保障水平提升的背景下,家庭总体消费呈现出稳步增长的趋势。本研究的实证分析进一步显示,该制度的实施增加了交通通信、教育文化、耐用品等消费弹性较高项目的支出,而对于食品和医疗保健等基本性支出则未观察到显著变化。上述结果揭示了制度在促进家庭消费

总量的同时,更在结构层面引导了资源配置向发展型消费倾斜。门诊保障通过缓解健康支出带来的不确定性,优化了家庭对未来收入与支出平衡的预期判断,从而增强了其在提升生活质量相关领域的支出意愿和能力,体现出对制度消费扩张与消费升级的双重作用导向。

4.2 健康改善与预防性储蓄减少是门诊共济保障制度消费促进效应的重要机制

机制分析进一步表明,门诊共济保障在推动家庭消费增长方面,既通过改善个体健康状况奠定了行为基础,也通过降低医疗支出风险所引致的不确定性影响了家庭资源配置与消费决策的边际倾向。

一方面,制度实施有效抑制了慢性病数量的增加,显示出门诊服务的可及性提升有助于强化疾病的早期筛查与干预,减缓病情演化所带来的长期支出压力。慢性病作为影响劳动能力与生活质量的重要健康负担,其控制水平的提升不仅降低了潜在医疗费用,也增强了家庭对未来健康状况和财务支出的可控预期。另一方面,实证结果显示,制度实施后家庭年末储蓄水平呈现下降趋势,表明保障政策通过稳定预期与增强安全感,对家庭消费决策行为产生结构性影响,促使其更倾向于将部分储蓄转化为当期消费。

4.3 门诊共济保障对低收入与老年家庭的消费提升效应更强

此外,门诊共济保障对家庭消费的影响在不同群体之间表现出显著的异质性,低收入家庭与老年群体的效应尤为突出。现有研究表明,老年群体由于生理机能退化、慢性病患者率较高,门诊服务利用频次较大,制度在提升门诊费用报销比例后,有效减轻了其医疗支出负担,进而提升了实际可支配收入水平,增强了其总体消费能力,尤其是在发展型消费领域的增长更为明显。对于低收入家庭而言,由于原有财务弹性较弱,其在面临医疗支出不确定性时更倾向于增加储蓄以应对风险,制度实施后通过缓释健康支出预期波动,显著增强了该群体的消费信心与支出意愿,表现出更高的边际消费倾向。相较之下,高收入家庭具备更强的风险承受能力与财务调节能力,因而其消费行为对制度变动的敏感性相对有限。这表明门诊共济保障在改善不同收入与健康群体间消费差距方面具备潜在的再分配功能,体现了其在促进社会公平和提升政策精准性方面的制度价值。

5 建议

5.1 优化筹资结构与保障水平,提升门诊共济制度的消费激励能力

门诊共济保障对家庭消费的促进作用在很大程度上取决于其覆盖范围与支付能力。目前不同地区在筹资水平、统筹层级、报销比例等方面存在明显差异,影响了政策的公平性与激励效应。建议加快推动门诊统筹向省级及以上层级过渡,提升基金使用效率与风险共担能力;在待遇设置上,科学设定报销比例和起付线,针对老年人、慢性病患者等高频就医人群给予适度倾斜,增强其边际获得感与消费释放

空间。制度应兼顾可持续性与普惠性,通过合理提升支付能力来激发家庭对未来医疗支出的安全预期,从而减少预防性储蓄、扩大生存与发展型消费。

5.2 强化健康管理协同机制,拓展门诊共济的间接消费释放效应

门诊共济保障的积极效应不仅表现在费用报销方面,还体现为对就医行为与健康状况的间接改善。门诊共济保障制度能够促进个体及时就医、改善预防行为,进而提高劳动参与率和收入预期,增强消费信心。建议将门诊共济保障与健康管理、家庭医生签约、慢病干预等服务有效整合,推动“早诊早治”与“医保共济”协同机制落地,特别是在社区层面强化门诊能力建设。通过打造以居民健康为基础的消费支撑体系,实现由疾病治疗向健康促进的功能转化,释放公共医疗支出的社会经济乘数效应。

5.3 聚焦重点人群与行为机制,提升制度使用效率与分群激励效果

门诊共济保障在低收入群体与老年人群中表现出更强的消费促进作用,凸显该制度在不同人群间存在显著的异质性响应特征。为更有效释放其潜在效应,需推进医保信息系统的整合与数据智能化升级,建立以人口健康特征和经济能力为基础的人群精准识别机制。一方面,应加强对重点群体的政策宣传、健康教育与服务引导,降低其在制度获取中的信息障碍与参与门槛;另一方面,通过微观数据分析,动态评估不同群体在制度使用后的消费行为变化,探索实施“分层保障”“按需支付”“差异化报销”等更加弹性和包容的制度设计路径。通过增强老年人群与低收入家庭的制度获得感与使用频率,有望进一步撬动其边际消费倾向,推动居民消费从生存型向发展型升级,进而提升整体制度的经济带动效应。

作者贡献:叶欣负责论文选题、数据收集、文章撰写和修改;王鑫峰负责具体研究设计、文献检索、数据分析、文章撰写和修改。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[N]. 人民日报, 2022-10-26 (001).

- [2] 张建华, 文艺瑾. 以消费扩容提质促进经济高质量发展的理论逻辑及政策取向[J]. 改革, 2024(9): 17-33.
- [3] 甘犁, 赵乃宝, 孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 34-50.
- [4] 张诚, 翁希演, 尹志超. 农村居民城镇化如何影响家庭储蓄率[J]. 中国农村经济, 2023(8): 126-147.
- [5] 康立焯, 马彧菲. 成年子女占比与家庭储蓄率的关系研究: 基于中国健康与养老追踪调查[J]. 中国经贸导刊, 2025(8): 82-84.
- [6] GUIISO L, JAPPELLI T, TERLIZZESE D. Earnings uncertainty and precautionary saving [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1992, 30(2): 307-337.
- [7] 刘宏, 段雪怡, 王天宇. 价值医疗视角下的医保门诊共济保障与居民健康[J]. 管理世界, 2024, 40(2): 134-148, 191, 149-150.
- [8] LELAND H E. Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82(3): 465-473.
- [9] SKINNER J. Are you sure you're saving enough for retirement?[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21(3): 59-80.
- [10] CHOU S Y, LIU J T, HAMMITT J K. National health insurance and precautionary saving: evidence from Taiwan [J]. *Journal of Public Economics*, 2003, 87(9-10): 1873-1894.
- [11] GALLAGHER E A, GOPALAN R, GRINSTEIN-WEISS M, et al. Medicaid and household savings behavior: New evidence from tax refunds [J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 136(2): 523-546.
- [12] BÖRSCH-SUPAN A. Saving and consumption patterns of the elderly: the German case [J]. *Journal of Population Economics*, 1992, 5(4): 289-303.
- [13] WAGSTAFF A, PRADHAN M. Health insurance impacts on health and nonmedical consumption in a developing country[M]. *World Bank Publications*, 2005.
- [14] 李亚青, 黄苑晴, 徐鑫宇. 医疗保险对农村居民消费的影响: 经济效应还是心理效应[J]. 广东财经大学学报, 2024, 39(5): 102-116.
- [15] 陶春海, 熊琦哲, 徐宇明. 非农就业、基本医疗保险对农村劳动力消费的影响研究[J]. 江西财经大学学报, 2024(4): 59-72.
- [16] 万广华, 杨晨. 城乡基本医疗保险制度实施对家庭消费的影响效应及作用机制[J]. 北京社会科学, 2024(8): 60-75.
- [17] NEWHOUSE J P. Free for all?: lessons from the RAND health insurance experiment [M]. *Harvard University Press*, 1993.
- [18] COTTI C, NESSON E, TEFFT N. Impacts of the ACA Medicaid expansion on health behaviors: Evidence from household panel data [J]. *Health Economics*, 2019, 28(2): 219-244.
- [19] LEVINE D M, CHALASANI R, LINDER J A, et al. Association of the Patient Protection and Affordable Care Act with ambulatory quality, patient experience, utilization, and cost, 2014—2016 [J]. *JAMA network open*, 2022, 5(6): e2218167-e.
- [20] MTEI G, MAKAWIA S, ALLY M, et al. Who pays and who benefits from health care? An assessment of equity in health care financing and benefit distribution in Tanzania [J]. *Health policy and planning*, 2012, 27 (suppl_1): i23-i34.
- [21] ASCH S M, SLOSS E M, HOGAN C, et al. Measuring underuse of necessary care among elderly Medicare beneficiaries using inpatient and outpatient claims [J]. *JAMA*, 2000, 284(18): 2325-2333.
- [22] 祁静, 茅倬彦. 健康干预对农村中老年人健康知识、态度和行为的影响[J]. 人口学刊, 2018, 40(2): 34-47.
- [23] ORGANIZATION W H. World report on ageing and health [M]. *World Health Organization*, 2015.
- [24] 郑伟, 韩笑, 吕有吉. 中国人口慢性病的总体状况与群体差异[J]. 社会科学辑刊, 2022(3): 139-149, 209.
- [25] 杨红燕, 蒋雯静. 长期护理保险对家庭消费的影响: 基于CHARLS数据的实证分析[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2023, 47(5): 32-39.

[收稿日期:2025-04-30 修回日期:2025-06-01]

(编辑 薛云)