

# 健康冲击对中国农村居民家庭消费的影响与机制

——来自 CFPS 四期的经验证据

刘松涛, 梁颖欣, 王林萍

(福建农林大学 经济学院, 福建 福州 350002)

**摘要:** 基于 CFPS2010、2012、2014、2016 四期面板数据, 研究健康冲击对中国农村居民家庭消费的影响与机制, 结果表明: 健康冲击显著推高了家庭总消费和多个分项消费, 其中以医疗保健消费的增加幅度为最高, 健康冲击也显著推高了家庭医疗保健消费占比, 降低了衣着、文教娱乐等消费占比, 破坏了家庭消费结构; 随着家庭总消费分位点的上升, 健康冲击的影响系数也逐步递增; 健康冲击对家庭总消费的影响系数存在地区、收入阶层差异; 健康冲击通过对家庭工资性收入、生产经营收入、储蓄率、亲戚借款金额、非正式转移性收入、正式转移性收入产生影响, 进而影响家庭总消费。

**关键词:** 健康冲击; 农村居民家庭; 总消费; 分项消费; 消费结构

中图分类号: F126.1

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2020)05-0077-09

## Impact and mechanism of health shocks on Chinese rural households' consumption: Based on the four empirical data of CFPS

LIU Songtao, LIANG Yingxin, WANG Linping

(School of Economics, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou, Fujian 350002, China)

**Abstract:** Based on the four panel data of the China Family Panel Studies(CFPS) in 2010, 2012, 2014 and 2016, the paper explores the impact and mechanism of health shocks on Chinese rural households' consumption. Results show that health shocks can remarkably upraise a family's total consumption and its multiple sub-consumption, among which the increase in health care consumption is the largest; and health shocks significantly augment the proportion of consumption in household health care, reduce the proportion of consumption in clothing, culture, education and entertainment, and destroy the household consumption structure. With the rise in a family's total consumption quantile, the coefficients of health shocks on a family's total consumption is on the gradual increase, displaying differences in regions and income classes. Health shocks can affect a family's total consumption through its wage income, production and operation income, household savings rate, relative borrowing amount, informal transfer income, and formal transfer income.

**Keywords:** health shocks; Chinese rural household; total consumption; sub-consumption; consumption structure

### 一、问题的提出

消费关乎经济发展和国民生计。在全球经济复苏前景不明、贸易保护主义抬头、新冠疫情意外冲击的大背景下, 通过推动居民家庭特别是农村居民

家庭消费扩容提质来形成强大国内市场, 助推新时代中国经济高质量发展和满足人民群众的美好生活需要, 具有重要意义。虽然从最终消费支出对国内生产总值的贡献率看, 消费已持续多年成为拉动中国经济增长的第一驱动力, 但如果从剔除非居民部门消费的“居民最终消费率”看, 中国居民最终消费率仅为世界平均水平的一半。由此可见, 中国最终消费支出的高速增长在一定程度上是由非居民部门带动的, 且掩盖了居民部门消费相对低迷的真相。进一步地, 从构成居民消费的城乡结构来看,

收稿日期: 2020 - 08 - 10

基金项目: 清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目(201802)

作者简介: 刘松涛(1992—), 男, 福建漳州人, 博士生, 主要研究方向为农业经济与消费。

近年来中国城乡居民最终消费率差距明显,农村居民消费率长期偏低。由此不难得出,农村居民最终消费率偏低导致了当前有效需求不足,这是中国居民最终消费率偏低的重要原因。

关于中国农村居民家庭消费水平长期偏低、消费结构升级乏力的原因,学界进行了大量研究<sup>[1-3]</sup>,但已有研究对可能影响中国农村居民家庭消费的关键因素——“健康冲击”的关注明显偏少。虽然已有不少研究健康与农村居民家庭消费的文献,但健康冲击与健康是两个不同的概念。在为数不多的探讨健康冲击影响农村居民家庭消费的文献中,以中国农村居民家庭为样本的研究更少且学者们的研究结论存在分歧<sup>[4-6]</sup>。此外,部分研究在计量分析过程中没有考虑计量模型可能存在的影响效应异质性,未能进一步探讨健康冲击对农村居民家庭消费可能的影响机制,留下了进一步拓展的空间。有鉴于此,笔者拟基于CFPS2010—2016四期面板数据,综合运用面板数据固定效应回归、面板数据分位数回归等方法,实证分析健康冲击对农村居民家庭消费水平(总消费)、分项消费、消费结构的影响,探讨健康冲击对不同地区、不同收入阶层的农村居民家庭总消费的影响效应是否具有异质性,并剖析健康冲击对农村居民家庭消费水平(总消费)的影响机制,希望获得更为可靠和全面的研究结论。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 健康冲击对农村居民家庭消费的影响

(1)健康冲击与农村居民家庭总消费。当风险保障不健全的农村居民家庭遭遇健康冲击时,家庭总消费很可能出现明显波动。同时考虑到不同地区或不同收入阶层的家庭风险保障机制存在差异,健康冲击对不同地区或不同收入阶层家庭消费的影响可能存在差异。由此,提出以下研究假设:

H<sub>1a</sub>:健康冲击会对农村居民家庭总消费产生影响且影响效应存在地区或收入阶层异质性

(2)健康冲击与农村居民家庭分项消费。考虑到不同类别消费的敏感性和弹性存在差异,且遭遇健康冲击的农村居民家庭对于不同类型消费的需求会出现变化,因而健康冲击对家庭不同类别的分项消费的影响可能存在差异。由此,提出以下研

究假设:

H<sub>1b</sub>:健康冲击会对农村居民家庭分项消费产生大小不一的影响,医疗保健支出会大幅增加

(3)健康冲击与农村居民家庭消费结构。健康冲击可能导致家庭医疗保健消费占比大幅上升,由此挤压了其他类别的消费。由此,提出以下研究假设:

H<sub>1c</sub>:健康冲击会破坏农村居民家庭消费结构,不利于家庭消费结构优化

### 2. 健康冲击对农村居民家庭消费的影响机制

(1)健康冲击与农村居民家庭消费挤占。不同消费品对健康冲击的敏感性不同。遭遇健康冲击的农村居民家庭的医疗保健消费很可能出现大幅攀升,且在此时家庭对于医疗保健消费的弹性会变得很小,即出于治病救人的考虑,医疗保健对家庭而言已是“刚性支出”,因而很有可能造成“消费挤占”,导致家庭消费重新分配。由此,提出以下研究假设:

H<sub>2a</sub>:健康冲击通过导致农村居民家庭消费挤占和消费重新分配来影响家庭消费

(2)健康冲击与农村居民家庭劳动收入。健康是人力资本的重要组成部分。遭遇健康冲击导致身体处于非健康状态,劳动效率必然受到影响,劳动收入减少是最直接的体现,尤其体现在家庭生产性收入下降或工资性收入下降。劳动收入是影响农村居民家庭消费的重要变量,一旦健康冲击导致家庭劳动收入下降,则会传导至家庭消费。由此,提出以下研究假设:

H<sub>2b</sub>:健康冲击通过降低农村居民家庭劳动收入来影响家庭消费

(3)健康冲击与农村居民家庭储蓄。中国居民家庭储蓄率居高不下,“预防性储蓄”是重要原因之一。当农村居民家庭遭遇健康冲击时,很可能会选择消耗家庭储蓄来应对。由此,提出以下研究假设:

H<sub>2c</sub>:健康冲击通过降低农村居民家庭储蓄来影响家庭消费

(4)健康冲击与农村居民家庭非正规借贷。自古以来,非正规借贷就是中国农村居民家庭应对负向冲击的重要手段。当农村居民家庭遭遇健康冲击时,很可能选择增加非正规借贷用以应对健康冲

击对家庭消费造成的不利影响。由此,提出以下研究假设:

H<sub>2d</sub>:健康冲击通过增加农村居民家庭非正规借贷来影响家庭消费

(5) 健康冲击与农村居民家庭转移性收入。转移性收入可分为正式转移性收入和非正式转移性收入。一方面,部分遭遇健康冲击的家庭可能获得医保补偿或由政府或其他社会机构提供的捐款、慰问金和礼物等正式转移性收入<sup>[5]</sup>,从而影响家庭消费。另一方面,在农村社会中,社会关系网络能量强大。中国自古就有“救急不救穷”的传统,遭遇健康冲击而住院正属于典型的“急”,家庭很可能获得社会关系网络中的其他成员的捐款、慰问金和礼物等非正式转移性收入,从而影响家庭消费。由此,提出以下研究假设:

H<sub>2e</sub>:健康冲击通过增加农村居民家庭所获得的转移性收入来影响家庭消费

### 三、变量选取与模型构建

#### 1. 变量选取

(1) 被解释变量包括农村居民家庭消费水平(总消费)、分项消费和消费结构。家庭消费水平(总消费)采用家庭人均总消费性支出(对数)来衡量。家庭分项消费采用家庭八个不同类别的人均消费性支出(对数)来衡量,分别是食品消费、衣着消费、家庭用品消费、医疗保健消费、交通通信消费、文教娱乐消费、居住消费、其他消费。家庭消费结构采用家庭八个不同类别的人均消费性支出占人均总消费性支出的比重来衡量,分别是食品消费占比、衣着消费占比、家庭用品消费占比、医疗保健消费占比、交通通信消费占比、文教娱乐消费占比、居住消费占比、其他消费占比。

(2) 核心解释变量健康冲击采用一年内有成人住院的农村居民家庭来衡量。

(3) 控制变量。为控制其他可能影响农村居民家庭消费的因素,结合理论分析、问卷数据和已有文献,从户主人口学特征、家庭结构特征、家庭收入和财富特征、家庭产业经营特征、家庭风险保障特征这五个维度入手,共选取户主的性别、户主的年龄、户主年龄的平方、家庭60岁以上人口占比、家庭人均收入(对数)、家庭房产价值(对数)、

家庭土地价值(对数)、家庭现金及现金等价物(对数)、家庭是否从事农业生产、家庭是否从事工商业生产、户主是否参与基本医疗保险、家庭是否购买商业保险等13个控制变量<sup>①</sup>。

#### 2. 模型构建

基于前文对相关变量的定义,借鉴已有研究<sup>[5]</sup>并进一步拓展,构建如下面板回归模型,探究健康冲击对农村居民家庭总消费及分项消费的影响:

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{HealthShock}_{it} + \delta \sum \text{Control}_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Y_{it}$ 为被解释变量,即农村居民家庭总消费以及分项消费,具体分别为食品消费、衣着消费、家庭用品消费、医疗保健消费、交通通信消费、文教娱乐消费、居住消费、其他消费; $\text{HealthShock}_{it}$ 为核心解释变量,表示农村居民家庭是否遭遇健康冲击; $\text{Control}_{it}$ 为控制变量; $\beta_1$ 为健康冲击的回归系数; $\delta$ 为控制变量的回归系数; $i$ 为农村居民家庭个体; $t$ 为时间; $\mu_{it}$ 为服从 $\mu_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 分布的随机扰动项。

另外,构建如下面板回归模型,探究健康冲击对农村居民家庭消费结构的影响:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{HealthShock}_{it} + \delta \sum \text{Control}_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $Y_{it}$ 为被解释变量,即农村居民家庭消费结构,具体分别为食品消费占总消费的比重、衣着消费占总消费的比重、家庭用品消费占总消费的比重、医疗保健消费占总消费的比重、交通通信消费占总消费的比重、文教娱乐消费占总消费的比重、居住消费占总消费的比重、其他消费占总消费的比重;其他变量定义同式(1)。

### 四、基准回归结果与分析

在处理面板数据时,必须解决使用固定效应还是随机效应这个基本问题<sup>[7]</sup>。考虑到不同农村居民家庭的具体情况存在差异,可能存在不随时间改变的遗漏变量,故本研究考虑使用固定效应模型。进一步地,对数据的Hausman检验结果显示 $P$ 值为0.000,强烈拒绝了应选择随机效应的原假设,因此采用固定效应模型进行分析。

1. 健康冲击对农村居民家庭总消费及分项消费的影响

健康冲击对农村居民家庭总消费及分项消费的影响见表1。由整体结果可知,健康冲击显著增

加了 22.86% 的家庭总消费, 验证了  $H_{1a}$ ; 健康冲击显著增加了食品、家庭用品、医疗保健、交通通讯、居住和其他消费, 其中以医疗保健消费的增幅最高, 达到了 107.26%, 验证了  $H_{1b}$ 。这一研究结果符合前文的理论分析, 即大多数农村居民家庭的风险保障机制是不完善的, 当遭遇健康冲击时, 家庭消费因受到冲击而出现波动。家庭总消费显著增加

的重要原因在于医疗保健消费大幅增加。医疗保健消费增幅较大也表明现有的医疗报销政策难以较好地覆盖家庭成员住院所需的医疗保健费用。这一结果同部分学者, 特别是以中国农村居民家庭为样本的研究结论一致<sup>[5,6,8]</sup>, 但也同一些学者的研究结论不同<sup>[9,10]</sup>。

表 1 健康冲击对农村居民家庭总消费及分项消费影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	总消费	食品消费	衣着消费	家庭用品消费	医疗保健消费	交通通讯消费	文教娱乐消费	居住消费	其他消费
健康冲击	0.228 6*** (0.015 9)	0.043 1* (0.023 6)	0.048 7 (0.037 0)	0.098 1*** (0.035 5)	1.072 6*** (0.044 0)	0.122 0*** (0.027 0)	-0.065 9 (0.057 6)	0.265 1*** (0.052 7)	0.257 4*** (0.057 1)
户主性别	-0.157 5*** (0.017 2)	-0.088 6*** (0.023 7)	-0.223 0*** (0.037 7)	-0.105 7*** (0.036 9)	-0.185 1*** (0.047 6)	-0.101 7*** (0.028 1)	-0.032 2 (0.061 8)	-1.114 6*** (0.055 9)	-0.696 9*** (0.060 5)
户主年龄	-0.015 7*** (0.006 1)	-0.010 4 (0.008 9)	-0.023 6* (0.013 4)	-0.014 8 (0.012 6)	-0.031 6** (0.015 6)	-0.010 8 (0.011 2)	-0.021 8 (0.019 5)	-0.088 5*** (0.020 7)	-0.095 6*** (0.020 5)
户主年龄的平方	0.018 6*** (0.006 5)	0.007 5 (0.009 7)	0.024 2* (0.014 7)	0.016 0 (0.013 3)	0.038 6** (0.016 3)	0.006 5 (0.012 4)	0.006 7 (0.020 2)	0.132 5*** (0.022 2)	0.117 2*** (0.021 5)
户主受教育年限	0.012 5*** (0.003 5)	0.022 6*** (0.004 5)	0.013 8* (0.007 8)	0.016 3** (0.007 5)	0.023 5** (0.009 4)	0.012 8** (0.005 6)	0.019 8 (0.012 5)	0.032 8*** (0.011 8)	0.034 3*** (0.012 3)
家庭 60 岁以上人口占比	0.286 0*** (0.049 5)	0.199 8** (0.081 2)	0.255 8** (0.129 4)	0.329 5*** (0.108 4)	0.372 4*** (0.128 4)	0.288 1*** (0.101 8)	-0.593 4*** (0.154 2)	1.180 8*** (0.142 4)	0.988 4*** (0.155 5)
家庭人均收入(对数)	0.061 1*** (0.006 9)	0.064 5*** (0.011 0)	0.157 3*** (0.015 2)	0.099 0*** (0.014 9)	0.058 8*** (0.018 4)	0.085 1*** (0.011 2)	0.032 5 (0.024 3)	0.195 0*** (0.021 9)	0.180 4*** (0.022 9)
家庭房产价值(对数)	0.024 5*** (0.003 1)	0.017 8*** (0.005 2)	0.036 8*** (0.007 2)	0.027 6*** (0.006 6)	0.014 5* (0.008 4)	0.029 1*** (0.005 7)	0.027 7*** (0.010 2)	0.122 2*** (0.011 3)	0.073 4*** (0.010 7)
家庭土地价值(对数)	0.008 9*** (0.003 1)	0.019 9*** (0.005 0)	0.011 0 (0.007 0)	0.018 5** (0.007 2)	-0.001 0 (0.008 5)	0.000 8 (0.005 6)	-0.001 4 (0.010 8)	0.016 9* (0.008 9)	0.032 8*** (0.011 1)
家庭现金及现金等价物(对数)	0.018 6*** (0.001 4)	0.034 1*** (0.002 1)	0.053 8*** (0.003 2)	0.015 0*** (0.003 2)	0.006 6* (0.004 0)	0.017 5*** (0.002 4)	0.014 8*** (0.005 3)	0.108 9*** (0.004 8)	0.051 7*** (0.005 1)
家庭是否从事农业生产	-0.102 4*** (0.031 6)	-0.036 5 (0.051 8)	-0.260 5*** (0.075 8)	-0.113 7 (0.075 3)	0.012 2 (0.087 4)	0.042 7 (0.061 3)	0.278 2** (0.108 7)	-0.099 3 (0.093 4)	-0.306 3*** (0.112 5)
家庭是否从事工商业生产	0.168 3*** (0.033 6)	0.125 7*** (0.042 2)	0.239 0*** (0.066 5)	0.200 4*** (0.076 7)	-0.019 6 (0.088 4)	0.219 2*** (0.047 7)	0.387 5*** (0.122 6)	0.461 6*** (0.114 1)	0.275 2** (0.121 1)
户主是否参与基本医疗保险	0.126 8*** (0.028 0)	0.217 9*** (0.048 2)	0.239 1*** (0.064 9)	0.010 4 (0.061 8)	0.281 0*** (0.079 3)	0.159 8*** (0.051 5)	-0.049 5 (0.089 2)	0.686 8*** (0.100 0)	0.351 0*** (0.089 4)
家庭是否购买商业保险	0.255 2*** (0.021 0)	0.126 1*** (0.027 3)	0.237 8*** (0.036 8)	0.519 8*** (0.048 5)	0.236 0*** (0.055 1)	0.321 2*** (0.028 6)	0.658 7*** (0.077 5)	0.717 2*** (0.066 5)	1.001 6*** (0.077 3)
截距项	7.732 5*** (0.164 1)	6.330 3*** (0.236 9)	3.147 4*** (0.363 0)	4.277 0*** (0.348 4)	4.655 2*** (0.436 9)	4.688 7*** (0.294 0)	3.437 1*** (0.559 1)	1.741 3*** (0.562 3)	0.644 6 (0.571 7)
观测量	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505
组间 R2	0.089	0.048	0.057	0.027	0.060	0.033	0.018	0.158	0.075
F 检验	79.95***	40.38***	48.26***	20.61***	51.97***	31.45***	13.26***	141.90***	68.34***

注: 括号内是稳健标准误; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

控制变量方面, 就户主人口特征而言, 家庭总消费与户主的年龄呈“U型”关系, 户主为女性的家庭总消费更高, 户主受教育年限的增加促进了家庭总消费的增长, 家庭 60 岁以上老人占比的提高会增加家庭总消费, 人均收入、家庭房产价值、家庭土地价值、家庭现金及现金等价物的增加均会提

高家庭总消费, 从事农业生产的家庭消费较低, 从事工商业生产的家庭消费较高, 户主参与基本医疗保险、家庭购买商业保险均会提高家庭总消费, 没有发现医疗报销和商业保险挤出了家庭消费。限于篇幅, 本研究不对农村居民家庭分项消费对健康冲击回归的控制变量结果进一步解释。

2. 健康冲击对农村居民家庭消费结构的影响

健康冲击对农村居民家庭消费结构的影响见表2。从结果上看,健康冲击显著提高了家庭医疗保健消费占比,系数值为0.1008,显著降低了家庭食品消费占比、衣着消费占比、家庭用品消费占比、医疗保健消费占比、交通通信消费占比、文教娱乐消费占比,系数值分别为-0.0599、-0.0067、-0.0105、-0.0082、-0.0152。整体来看,在家庭医疗保健消费占比大幅攀升的同时多个分项消费占比显著下降,表明医疗保健消费在一定程度上挤出了非医疗

保健消费,导致家庭消费重新分配,家庭消费结构受到破坏,这符合前文的理论分析,验证了H<sub>1c</sub>。这一结果也同Alam<sup>[4]</sup>、丁继红<sup>[11]</sup>等的研究结论一致。控制变量方面,户主年龄与家庭医疗保健消费占比呈“U型”关系,户主为女性的家庭食品消费、衣着消费、家庭用品消费占比较高,房产价值更高的家庭食品消费占比更低,人均收入更高的家庭衣着消费占比也较高。限于篇幅,本研究对其他控制变量不做进一步解释。

表2 健康冲击对农村居民家庭消费结构影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	食品消费占比	衣着消费占比	家庭用品消费占比	医疗保健消费占比	交通通信消费占比	文教娱乐消费占比	居住消费占比	其他消费占比
健康冲击	-0.0599*** (0.0047)	-0.0067*** (0.0011)	-0.0105*** (0.0028)	0.1008*** (0.0044)	-0.0082*** (0.0020)	-0.0152*** (0.0028)	-0.0009 (0.0033)	0.0006 (0.0015)
户主性别	0.0162*** (0.0047)	-0.0041*** (0.0012)	0.0016 (0.0030)	0.0001 (0.0036)	0.0049** (0.0022)	0.0037 (0.0033)	-0.0237*** (0.0033)	0.0013 (0.0017)
户主年龄	0.0030* (0.0017)	-0.0000 (0.0004)	-0.0007 (0.0010)	-0.0017 (0.0013)	0.0000 (0.0007)	0.0021** (0.0010)	-0.0035*** (0.0012)	0.0008 (0.0006)
户主年龄的平方	-0.0045** (0.0018)	0.0000 (0.0004)	0.0010 (0.0010)	0.0025* (0.0014)	-0.0003 (0.0007)	-0.0024** (0.0011)	0.0049*** (0.0013)	-0.0012** (0.0006)
户主受教育年限	0.0019* (0.0010)	-0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0006)	-0.0003 (0.0007)	-0.0004 (0.0004)	-0.0010 (0.0007)	-0.0011* (0.0006)	0.0007** (0.0003)
家庭60岁以上人口占比	-0.0225 (0.0147)	-0.0012 (0.0027)	-0.0092 (0.0069)	0.0050 (0.0121)	-0.0024 (0.0065)	-0.0260*** (0.0066)	0.0606*** (0.0088)	-0.0044 (0.0037)
家庭人均收入(对数)	-0.0021 (0.0018)	0.0022*** (0.0005)	0.0010 (0.0012)	-0.0041*** (0.0015)	0.0007 (0.0008)	-0.0042*** (0.0013)	0.0077*** (0.0013)	-0.0012* (0.0006)
家庭房产价值(对数)	-0.0028*** (0.0009)	0.0004** (0.0002)	-0.0004 (0.0005)	-0.0014** (0.0007)	-0.0002 (0.0003)	-0.0000 (0.0005)	0.0050*** (0.0006)	-0.0006* (0.0003)
家庭土地价值(对数)	0.0035*** (0.0009)	-0.0003 (0.0002)	0.0009 (0.0006)	-0.0018*** (0.0006)	-0.0015*** (0.0004)	-0.0007 (0.0005)	-0.0009 (0.0005)	0.0007** (0.0003)
家庭现金及现金等价物(对数)	0.0040*** (0.0004)	0.0008*** (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	-0.0026*** (0.0003)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0008*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0003)	0.0004*** (0.0001)
家庭是否从事农业生产	-0.0001 (0.0089)	-0.0056*** (0.0022)	-0.0099 (0.0061)	-0.0056 (0.0068)	0.0136*** (0.0037)	0.0123** (0.0052)	-0.0026 (0.0055)	-0.0020 (0.0031)
家庭是否从事工商业生产	-0.0173* (0.0091)	0.0013 (0.0024)	0.0086 (0.0077)	-0.0153** (0.0059)	0.0007 (0.0043)	-0.0031 (0.0059)	0.0212*** (0.0067)	0.0039 (0.0033)
户主是否参与基本医疗保险	0.0066 (0.0078)	0.0021 (0.0020)	-0.0119*** (0.0046)	-0.0011 (0.0056)	-0.0002 (0.0034)	-0.0099* (0.0051)	0.0123*** (0.0047)	0.0021 (0.0025)
家庭是否购买商业保险	-0.0446*** (0.0058)	-0.0016 (0.0015)	0.0293*** (0.0053)	-0.0078* (0.0041)	0.0037 (0.0027)	0.0040 (0.0037)	0.0166*** (0.0042)	0.0005 (0.0022)
截距项	0.3711*** (0.0463)	0.0349*** (0.0107)	0.1098*** (0.0284)	0.2209*** (0.0345)	0.1149*** (0.0207)	0.1123*** (0.0267)	0.0207 (0.0317)	0.0154 (0.0160)
观测量	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505	15,505
组间R <sup>2</sup>	0.038	0.015	0.008	0.079	0.007	0.009	0.038	0.006
F检验	31.36***	12.33***	4.24***	45.41***	5.66***	7.53***	27.06***	6.10***

注:括号内是稳健标准误;\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1。

### 3. 稳健性检验

本研究借鉴部分学者<sup>[7]</sup>的稳健性检验方法,一是替换核心解释变量将“一年内家庭住院的成人比例超过50%”界定为遭遇健康冲击的农村居民家庭,二是改变样本区间删除前后各1%的样本。稳健性回归中的关键变量的系数大小、方向和显著性仍同原模型的估计结果基本一致,这表明原模型的估计结果是稳健可靠的<sup>③</sup>。

## 五、异质性讨论与机制检验

### 1. 健康冲击对农村居民家庭总消费影响效应的异质性

(1) 分位数回归结果。考虑到最小二乘法(OLS)估计主要考察健康冲击对农村居民家庭消费的条件均值的影响,难以获得对整个条件分布更为全面的认识,估计结果易受样本数据极端值的影响,而分位数回归采用残差加权平均作为最小化的目标函数,可以克服这一问题,结果更为稳健。为此,借鉴Koenker<sup>[12]</sup>和王娜<sup>[13]</sup>的方法,构建简化型面板分位数回归模型,设定0.2、0.4、0.6和0.8这四个分位点,探讨健康冲击在不同分位点对农村居民家庭总消费的影响是否存在差异。表3为健康冲击对农村居民家庭总消费影响的分位数回归结果。可以发现,不论是在低分位点0.2还是高分位点0.8,健康冲击对家庭总消费的影响系数始终在1%的统计水平上显著为正,这表明健康冲击的确造成了农村居民家庭总消费的增加。进一步地,健康冲击在不同分位点对家庭总消费的影响存在差异。这进一步验证了 $H_{1a}$ 。具体表现为,随着家庭总消费从低分位点向高分位点上升,健康冲击对家庭总消费的增加作用也逐渐提高。可能的原因是分

表3 健康冲击对农村居民家庭总消费影响的分位数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$q=0.2$	$q=0.4$	$q=0.6$	$q=0.8$
	总消费(对数)	总消费(对数)	总消费(对数)	总消费(对数)
健康冲击	0.1418*** (0.0094)	0.1728*** (0.0069)	0.1731*** (0.0233)	0.2528*** (0.0223)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测量	15,505	15,505	15,505	15,505

注:括号内是标准误;\*\*\* $p<0.01$ ,\*\* $p<0.05$ ,\* $p<0.1$ ;为节省篇幅,此处省略控制变量结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

位点更高的农村居民家庭总消费更高,家庭经济实力也更强,在遭遇健康冲击时,其更有能力支付更高的医疗保健等费用,获取更加丰富和更为先进的医疗等各类资源,因而在同等条件下,家庭为遭遇健康冲击所支付的花销更高。

(2) 分组回归结果。进一步地,考虑到不同农村地区的经济社会发展水平不一,医疗保健等资源分布也存在明显差异,以及不同收入阶层的农村居民家庭的消费理念和消费习惯同样存在差异,健康冲击对农村居民家庭总消费的影响可能存在地区或收入异质性。本研究参照国家统计局做法,将样本家庭按所在地区不同,划分为东部地区子样本、中部地区子样本、西部地区子样本<sup>④</sup>;借鉴张明杨和章棋<sup>[14]</sup>的方法,将样本家庭按收入水平不同划分为低收入阶层子样本、中低收入阶层子样本、中等收入阶层子样本、中高收入阶层子样本、高收入阶层子样本<sup>⑤</sup>,进而对三个地区子样本和五个收入阶层子样本进行回归。表4为健康冲击对东部、中部和西部地区农村居民家庭总消费影响的回归结果。可以发现,健康冲击对三个地区的农村居民家庭总消费均具有显著正向影响,但影响系数呈中部最高、东部次之、西部最低的地区差异分布。可能的原因在于三个地区的经济社会发展水平以及医疗保健资源分布存在明显差异,也可能是西部地区家庭受经济实力、地区医疗保健资源有限等因素影响,寻医问诊存在一定不便,在一定程度上限制了遭遇健康冲击的家庭在医疗保健等方面的消费。表5为健康冲击对低收入、中低收入、中等收入、

表4 健康冲击对农村居民家庭总消费影响的分地区回归结果

	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
	总消费(对数)	总消费(对数)	总消费(对数)
健康冲击	0.2250*** (0.0272)	0.2754*** (0.0295)	0.1902*** (0.0260)
控制变量	已控制	已控制	已控制
截距项	7.9177*** (0.2754)	7.6647*** (0.3342)	7.3767*** (0.2656)
观测量	5,570	4,569	5,366
组间 $R^2$	0.087	0.100	0.101
F检验	25.05***	27.53***	33.15***

注:括号内是稳健标准误;\*\*\* $p<0.01$ ,\*\* $p<0.05$ ,\* $p<0.1$ ;为节省篇幅,此处省略控制变量结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

中高收入和高收入阶层农村居民家庭总消费影响的回归结果。可以发现，健康冲击对五个收入阶层的农村居民家庭消费总消费均具有显著正向影响，但影响系数呈随着收入阶层升高其系数值逐步下

降趋势。可能的原因在于不同收入阶层的农村居民家庭禀赋存在差异，其对待风险的态度以及抵御风险的能力存在差异，因而不同家庭总消费所受到的影响也会存在差异。

表5 健康冲击对农村居民家庭总消费影响的分收入阶层回归结果

	(1) 低收入阶层 总消费(对数)	(2) 中低收入阶层 总消费(对数)	(3) 中等收入阶层 总消费(对数)	(4) 中高收入阶层 总消费(对数)	(5) 高收入阶层 总消费(对数)
健康冲击	0.2931*** (0.0504)	0.2515*** (0.0525)	0.2316*** (0.0524)	0.1767*** (0.0505)	0.1496*** (0.0491)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	9.1295*** (0.6714)	5.8795*** (0.8217)	-0.3952 (0.9292)	0.0022 (0.8255)	4.5348*** (0.7361)
观测量	3,103	3,101	3,104	3,100	3,097
组间 R2	0.090	0.091	0.202	0.169	0.140
F 检验	8.71***	6.68***	18.74***	18.17***	14.78***

注：括号内是稳健标准误；\*\*\* $p < 0.01$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\* $p < 0.1$ ；为节省篇幅，此处省略控制变量结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

2. 健康冲击对农村居民家庭总消费的影响机制

前述分析结果表明，健康冲击的确对农村居民家庭消费产生了一定影响。通过分析健康冲击对家庭分项消费和消费结构的影响可以得知，健康冲击影响家庭总消费的主要路径是推高了家庭医疗保健消费支出和占比，导致家庭消费重新分配，验证了H<sub>2a</sub>。在这一部分，本研究以前文理论分析为基础，从CFPS数据库中选择或构造“农村居民家庭工资性收入”“农村居民家庭生产经营收入”“农村居民家庭储蓄率”“农村居民家庭向亲戚借款金额”“农村居民家庭非正式转移性收入”“农村居民家庭正式转移性收入”六个变量，就健康冲击对农村居民家庭总消费的影响机制进一步进行分析。为此，本研究构建面板回归模型：

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 HealthShock_{it} + \delta \sum Control_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

其中， $Y_{it}$ 为被解释变量，分别为农村居民家庭工资性收入（对数）、农村居民家庭生产经营收入（对数）、农村居民家庭储蓄率、农村居民家庭向亲戚借款金额（对数）、农村居民家庭非正式转移性收入（对数）、农村居民家庭正式转移性收入（对数）；其他变量定义同式（1）。

（1）健康冲击与农村居民家庭劳动收入。为验证健康冲击可能通过降低农村居民家庭劳动收入进而影响家庭消费这一机制，选取“农村居民家庭工资性收入”和“农村居民家庭生产经营性收入”这两个变量来衡量家庭劳动收入。回归结果详见表

6的第（1）列和第（2）列。健康冲击对农村居民家庭工资性收入的影响系数为-0.0761，但不具统计显著性。健康冲击对农村居民家庭生产经营性收入的影响系数为-0.3970，且在1%的统计水平下显著。这表明，健康冲击显著降低了家庭生产经营性收入，而生产经营性收入的下降会对家庭消费产生影响，验证了H<sub>2b</sub>。这也同楚克本等<sup>[5]</sup>的研究结论类似。

（2）健康冲击与农村居民家庭储蓄。为验证健康冲击可能通过降低农村居民家庭储蓄率进而影响家庭消费这一机制，借鉴胡翠和许召元<sup>[15]</sup>的研究成果，构造“家庭储蓄率”这一变量<sup>⑥</sup>。回归结果详见表6的第（3）列。健康冲击对农村居民家庭储蓄率的影响系数为-0.1225，且在1%的统计水平下显著。这表明，健康冲击显著降低了家庭储蓄率，减少的这部分储蓄会对家庭消费产生影响，这验证了H<sub>2c</sub>。这也同Alam和Mahal<sup>[4]</sup>的研究结论类似。

（3）健康冲击与农村居民家庭非正规借贷。为了验证健康冲击可能通过增加农村居民家庭非正规借贷进而影响家庭消费这一机制，本研究选取“农村居民家庭向亲戚借款金额”这个变量来衡量家庭的非正规借贷。使用上文的模型（3）验证健康冲击对农村居民家庭亲戚借款金额的影响，结果详见表6的第（4）列。从回归结果可知，健康冲击对农村居民家庭亲戚借款金额的影响系数为0.2328，且在1%的统计水平下显著。这表明，健康冲击显著提高了家庭向亲戚借款金额，增加的这部

分借款会对家庭消费产生影响,验证了  $H_{2d}$ 。这也同 Alam、楚克本等<sup>[4,5]</sup>的研究结论类似。

(4) 健康冲击与农村居民家庭转移性收入。同样地,使用上文的模型(3)验证健康冲击对农村居民家庭非正式转移性收入的影响,结果详见表6的第(5)列。从回归结果可知,健康冲击对农村居民家庭非正式转移性收入的影响系数为0.1348,且在10%的统计水平下显著。这表明,健康冲击显著提高了家庭非正式转移性收入,增加的这部分非正式转移性收入会对家庭消费产生影响,验证了

$H_{2e}$ 。这也同 Alam、楚克本等的研究结论类似。继续使用上文的模型(3)验证健康冲击对农村居民家庭正式转移性收入的影响,结果详见表6的第(6)列。从回归结果可知,健康冲击对农村居民家庭正式转移性收入的影响系数为0.4160,且在1%的统计水平下显著。这表明,健康冲击显著提高了家庭正式转移性收入,增加的这部分正式转移性收入会对家庭消费产生影响,验证了  $H_{2e}$ 。这也同 Alam 和 Mahal<sup>[4]</sup>的研究结论类似。

表6 健康冲击对农村居民家庭总消费影响机制的回归结果

	(1) 家庭工资性 收入(对数)	(2) 家庭生产经营性 收入(对数)	(3) 家庭储蓄率	(4) 家庭向亲戚 借款金额(对数)	(5) 家庭非正式 转移性收入(对数)	(6) 家庭正式 转移性收入(对数)
健康冲击	-0.0761 (0.0876)	-0.3970*** (0.0658)	-0.1225*** (0.0086)	0.2328*** (0.0840)	0.1348* (0.0751)	0.4160*** (0.0755)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距项	5.9344*** (0.7682)	0.8347 (0.5603)	-3.3883*** (0.0897)	3.9017*** (0.8440)	4.2047*** (0.6443)	2.1755*** (0.7234)
观测量	16,017	15,767	15,505	15,492	15,948	15,844
组间 R2	0.016	0.363	0.493	0.023	0.012	0.146
F 检验	12.14***	691.50***	416.90***	18.18***	10.76***	148.70***

注:括号内是稳健标准误;\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ;为减缓复合因果,第(1)、(2)、(5)、(6)列回归的控制变量未加家庭人均收入(对数);为节省篇幅,此处省略控制变量结果,感兴趣的读者可联系作者索取完整的回归结果。

## 六、研究结论与启示

本研究利用 CFPS2010—2016 年四期面板数据,实证分析健康冲击对中国农村居民家庭消费的影响。研究发现:第一,健康冲击对农村居民家庭总消费、分项消费和消费结构具有显著影响。健康冲击推高了家庭总消费和多项分项消费,其中又以医疗保健消费的增幅为最高,即医疗保健支出的大幅增加是家庭总消费增加的重要原因。健康冲击同样大幅推高了家庭医疗保健消费占比,同时降低了衣着、文教娱乐等多个类别的消费占比,不利于家庭消费结构优化。第二,通过替换核心解释变量和改变样本区间的方法重新进行回归,发现原模型的估计结果稳健可靠。第三,健康冲击对农村居民家庭总消费的影响效应存在异质性。健康冲击对农村居民家庭总消费影响的分位数回归系数始终显著为正,且随着分位点上升,健康冲击的影响系数也逐步递增。健康冲击对三个地区的农村居民家庭总消费均具有显著正向影响,影响系数呈中部最高、

东部次之、西部最低分布。健康冲击对五个收入阶层的农村居民家庭总消费均具有显著正向影响,影响系数呈伴随收入阶层升高而逐步下降态势。第四,健康冲击通过对农村居民家庭储蓄率、工资性收入、生产经营收入、亲戚借款金额、非正式转移性收入、正式转移性收入产生影响,进而影响家庭总消费。

基于上述研究结论,本研究认为在促进农村居民家庭消费扩容提质的过程中有必要关注健康冲击对家庭消费的负面效应。一方面,建议通过扩大门诊和住院医保报销范围和比例、将更多常见重大疾病的常用药纳入医保目录、扩大健康扶贫大病专项救治对象覆盖面等方法,解决农村居民家庭长期面临的“因病致贫、因病返贫”问题,减轻家庭因遭遇健康冲击而增加的医疗负担,缓解健康冲击对家庭消费的挤占,促进和改善家庭消费。另一方面,建议做好农村居民家庭的疾病预防、慢性病管理、健康促进工作,提高健康知识和健康消费观念的宣传力度,鼓励农村居民家庭合理配置医疗保险,帮

助家庭增强健康管理能力,释放家庭消费潜能。与此同时,建议农村居民家庭也应重视维护和拓展社会关系网络,积累有效社会资本,以便能够在面临风险冲击时,从非正式渠道获取帮助。

最后有必要说明的是,本研究使用“家庭是否有成人住院”来判断农村居民家庭是否遭遇健康冲击,同时使用面板数据固定效应回归处理可能产生因遗漏变量或自选择偏误导致的内生性问题。但受限问卷设置,无法进一步区分造成农村居民家庭成人住院的原因,如到底是意外伤害或是工伤事故还是急慢性疾病等不同原因造成的住院。如果能够进一步细分住院原因,将有助于消除部分读者可能对健康冲击外生性假定的疑虑。这一问题有待后续通过完善研究数据的采集来解决。

#### 注释:

- ① 为节省篇幅,此处未展示各变量的具体定义和描述性统计结果,感兴趣的读者可联系作者索取。
- ② 这是因为,这里的医疗保健费用是“扣除医保已报销或预计可报销费用”的支出,属于自付医疗保健费用。
- ③ 为节省篇幅,此处未展示稳健性回归结果,感兴趣的读者可联系作者索取。
- ④ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、江苏、浙江、上海、福建、山东、广东;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包含内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃。因数据缺失,暂将海南、青海、宁夏、新疆、西藏、香港、澳门和台湾排除。
- ⑤ 将全样本中收入 $\leq 20\%$ 划为“低收入阶层家庭”,收入处于 $20\% \sim 40\%$ 区间的划为“中低收入阶层家庭”,收入处于 $40\% \sim 60\%$ 区间的划为“中等收入阶层家庭”,收入处于 $60\% \sim 80\%$ 区间的划为“中高收入阶层家庭”,收入 $> 80\%$ 的划为“高收入阶层家庭”。
- ⑥ 具体地,当家庭收入高于家庭消费时,使用“(家庭收入-家庭消费)/家庭收入”来计算家庭储蓄率;当家庭收入低于家庭消费时,使用“(家庭收入-家庭消费)/家庭消费”来计算家庭储蓄率。

#### 参考文献:

[1] MODIGLIANI F, CAO S L. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1): 145-170.

- [2] 史清华. 1986—2017年农家消费行为变迁研究——以山西十村千户为观察样本[J]. *人民论坛·学术前沿*, 2019(2): 54-69.
- [3] 朱信凯. 中国农户消费函数研究[D]. 武汉: 华中农业大学, 2003.
- [4] ALAM K, MAHAL A. Economic impacts of health shocks on households in low and middle income countries: a review of the literature[J]. *Globalization and Health*, 2014, 10: 21-21.
- [5] 楚克本, 刘大勇, 段文斌. 健康冲击下农村家庭平滑消费的机制——兼论外部保障与家庭自我保障的关系[J]. *南开经济研究*, 2018(2): 39-55.
- [6] 涂冰倩, 李后建, 唐欢. 健康冲击、社会资本与农户经济脆弱性——基于“CHIP2013”数据的实证分析[J]. *南方经济*, 2018(12): 17-39.
- [7] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [8] DHANARAJ S. Effects of parental health shocks on children's schooling: Evidence from Andhra Pradesh, India[J]. *International Journal of Educational Development*, 2016, 49: 115-125.
- [9] SPARROW R, DE POEL E V, HADIWIDJAJA G, et al. Coping with the economic consequences of ill health in Indonesia[J]. *Health Economics*, 2014, 23(6): 719-728.
- [10] WAGSTAFF A, LINDELOW M. Are health shocks different? Evidence from a multi-shock survey in Laos[R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2013-06-13.
- [11] 丁继红, 应美玲, 杜在超. 我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障视角的分析[J]. *金融研究*, 2013(10): 154-166.
- [12] KOENKER R. Quantile regression for longitudinal data[J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 2004, 91(1): 74-89.
- [13] 王娜. 面板数据分位数回归模型求解及应用研究[D]. 济南: 山东大学, 2017.
- [14] 张明杨, 章棋. 农村居民食品消费结构的转变研究——一个解决支出约束和嵌入人口统计学特征的QUAIDS模型的应用[J]. *消费经济*, 2015, 31(6): 27-33; 7.
- [15] 胡翠, 许召元. 人口老龄化对储蓄率影响的实证研究——来自中国家庭的数据[J]. *经济学(季刊)*, 2014, 13(4): 1345-1364.

责任编辑: 曾凡盛