

城镇医疗保险改革对家庭消费的政策效应

——基于 CFPS 微观调查数据的实证研究

李晓嘉

(对外经济贸易大学 公共管理学院,北京 100029)

[摘要] 基于“中国家庭动态跟踪调查”(CFPS)微观数据,利用 DID 模型对城镇居民基本医疗保险之于城镇家庭消费的政策效应的实证研究表明,参加城镇居民基本医疗保险对家庭的自付医疗消费支出没有明显的影响,而非医疗消费支出大约增长 6.9%,可见 2007 年开始实施的城镇居民基本医疗保险有效地防止了居民因就医所导致的医疗保健支出迅速增加,也在一定程度上对家庭非医疗消费起到了保险作用。同时,医疗保险的政策效应存在着明显的群体差异和区域差异:一方面,不同收入组家庭消费对医疗保险的反应存在着异质性,中低收入家庭的参保后消费支出有显著增加,而高收入组家庭的消费行为则没有明显变化;另一方面,不同地区家庭消费对医疗保险的反应也存在明显不同。有鉴于此,各级政府应不断优化公共支出结构,提高政府对医疗保障资金支出比例,形成医疗保障投入的长效机制,不断完善医疗保障体系的建设,使医疗保障体系能持续引致居民消费的增长。此外,政府还应逐步使医疗保险在各地区不同收入群体之间的待遇水平相互衔接,平衡区域间的保障水平,实现公共服务供给的均等化,这对和谐社会的建设和经济的可持续发展具有深远影响。

[关键词] 基本医疗保险;医疗消费;非医疗消费;收入分组

[中图分类号] F12 [文献标识码] A [文章编号] 1002-0209(2014)06-0123-12

一、引言

消费既是经济增长的动力,又是经济增长的目的,消费需求的稳定增长已经成为维持一国经济持续发展的重要因素,同时经济发展的成果也应体现为居民的消费水平提高和消费结构升级。20 世纪 90 年代以来,中国宏观经济由“供给不足”型转向“需求不足”型,居民消费增长低于同期 GDP 和居民收入的增长速度,而居民储蓄却持续大幅增长。1990—2012 年我国居民人均收入年均增长 13.5%,但居民消费支出增长率却由 13.04% 降到 8.97%,同期城乡居民储蓄则以每年约 20% 的速度快速增长,至 2012 年底城乡储蓄存款余额接近 40 亿。偏低的消费率表明居民未能充分享受经济发展所带来的成果,不利于发挥劳动者的生产积极性,削弱了消费对国民经济可持续发展的重要支撑作用。当前如何破解制约扩大内需的体制障碍,使居民的消费行为符合经济增长的趋势,对于社会的和谐发展和经济可持续增长具有重要意义。

在西方经典假说下相对稳定的社会制度中,收入是决定消费的必要条件,但在我国转型的经济社会环境中,居民的消费行为要适应不断改革的体制和变化的政策,因此储蓄动机也成为决定消费的重要原因。

[收稿日期] 2014-05-25

[基金项目] 国家社科基金项目“财政政策对私人消费的效应及解释研究”(12CJY094),教育部人文社科基金项目“促进消费视角下的政府支出选择”(11YJC790085),对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(13YQ15)。

20世纪90年代中后期我国住房、教育、医疗和养老等传统保障体系的市场化改革使得居民因为面临潜在的支出风险而增加预防性储蓄,进而降低了当前的消费(Meng, 2003),所以如何健全我国的社会保障体系成为当前启动消费需求的关键问题。医疗保障制度作为社会保障体系的重要组成部分之一,可以在很大程度上降低居民未来医疗支出的不确定性,降低居民的预防性储蓄,提高居民的消费水平。因此医疗保障制度的改革和完善已经成为全民关注的焦点,如何破解居民“看病难、看病贵”,“因病返贫、因病致贫”的难题,已经成为我国公共政策领域内最重大的问题之一。

关于医疗保障对于居民消费的影响,国外研究起步较早,已有的经验研究结论并不一致。一种观点认为医疗保险对个体消费存在拉动效应,因为医疗保险会补偿个体的医疗费用,减少了个体面临的医疗支出的不确定性,从而会减少预防性储蓄,增加个体消费(Arrow, 1963; Gruber, 1999; Gertler, 2002; Chou et al., 2004; Wagstaff, 2005)。另一种观点则认为医疗保险对消费并没有明显的拉动效应,反而与预防性储蓄之间存在正相关关系(Starr-McCluer, 1996; Kong, 2007)。近年来随着我国医疗保障体制的逐渐建立和完善,国内的相关研究开始兴起,已有研究表明医疗保障能够降低未来支出的不确定性,减少家庭预防性储蓄,从而促进家庭的消费(陈学彬, 2007; 甘犁, 2010; 马双, 2010; Bai et al., 2010; 朱铭来, 2012; 臧文斌, 2012),其结论对缓解我国有效需求不足的现状具有很强的政策意义。

目前,国内研究医疗保障对居民消费影响的文章相对较少,且多数采用新型农村合作医疗的有关数据。与发达国家成熟市场体制不同,我国经济社会发展呈现出明显的二元性特征,相应的医疗保障制度也是“二元结构”。与以往多数研究不同,本文以城镇居民为研究对象,考察2007年建立的城镇居民医疗保险对家庭消费的影响。因为20世纪90年代中期以来,就业、医疗、住房等一系列市场化改革主要是针对城镇居民进行的,所以城镇居民对未来收入和支出的不确定性大大增加,而这种不确定性又会强化其预防性储蓄动机,削弱城镇居民的消费信心。此外,转型中的中国经济发展极不平衡,区域经济发展和收入分配差距都十分显著,因此不同的城镇家庭对医疗保险的反应存在着异质性,如果不考虑区域发展和收入差异所导致的政策效果的不同,会使研究结论有所偏差。综上,本文将采用2007年和2008年中国家庭动态跟踪调查(CFPS)在北京、上海和广东的微观调查数据,运用DID模型考察2007年开始实施的城镇居民医疗保险政策对参保家庭消费支出的影响,并进一步对比该保险对不同收入组和不同地区参保家庭各项消费支出的差异性影响。

二、事实观察

(一)20世纪90年代以来城乡居民消费的变化趋势

20世纪90年代以来,随着经济快速发展,我国居民储蓄率呈下降趋势,最终消费率和居民消费率都呈上升趋势,但进入2000年以后,居民储蓄率持续上升,消费需求却开始萎靡不振,经济增长大部分依赖于出口和投资,结构性矛盾日益突出。图1描述了90年代中后期我国居民消费和储蓄的变动过程。以2000年为分界点,居民消费率和最终消费率经历过一个先上升后下降的过程,而居民储蓄率的变动则正好相反。其中最终消费率先从1995年的58.1%上升到2000年的62.3%,然后下降到2012年的49.5%;居民消费率则从46.6%上升到47%,然后下降到2012年的33.5%。同一时期,居民储蓄率则是从24.2%下降到23.9%,然后上升到2012年的50.2%。图2描述了90年代中后期我国城乡居民平均消费倾向,可以发现城乡居民消费倾向的变化特征并不相同。其中1995—2000年间城乡居民的平均消费倾向在波动中呈下降趋势,2000年以后城镇居民消费倾向下降的趋势加快,而农村居民平均消费倾向较为稳定,2005年以后农村居民消费倾向开始高于城镇居民。但同一时期城镇居民人均可支配收入增长率为13.45%,农村居民人均纯收入的增长率为12.5%,城镇居民收入增长速度快于农村居民。由此可见2000年后居民消费率的下降主要是由于城镇居民的消费下降所引起的,而消费下降并不是由收入下降所导致的。

主要是因为2000年前后正是我国经济体制改革深化的重要阶段,这一阶段传统的福利制度如教育、

住房、医疗和社保体制的市场化改革也随之逐步展开。根据预防性储蓄理论,各项改革措施的实施导致居民对未来预期不确定性增加,因此开始降低当期消费,增加预防性储蓄。已有的研究表明居民储蓄意愿首位是由不确定所带来的预防性储蓄动机,目前为应对未来不确定的储蓄动机已占到 57.7%,其中为医疗(养老+防病)而进行的预防性储蓄动机已占总储蓄意愿的 12.3%(甘犁、刘国恩,2010)。值得注意的是,由于城镇居民经历了比农村居民更为曲折的改革路径,因此城镇居民的预防性储蓄动机要强于农村居民,其消费倾向也快速下降。在几项重大体制改革之中,医疗体制改革对城镇居民具有重要影响,接下来我们将基于微观调查数据考察城居保这项重要的医疗体制改革对城镇家庭消费的政策效果。

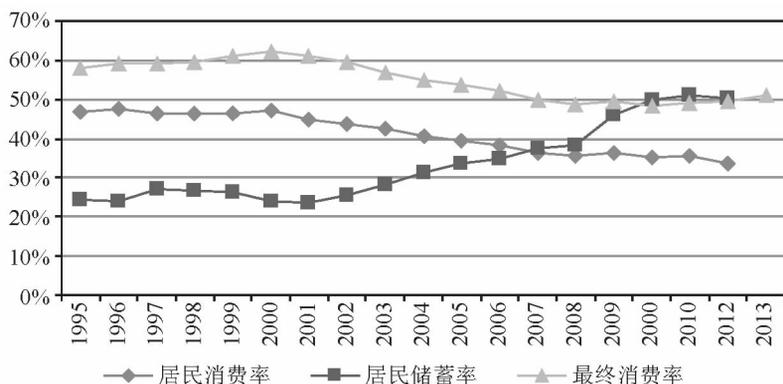


图 1 1995 年以来居民消费和储蓄的动态演变

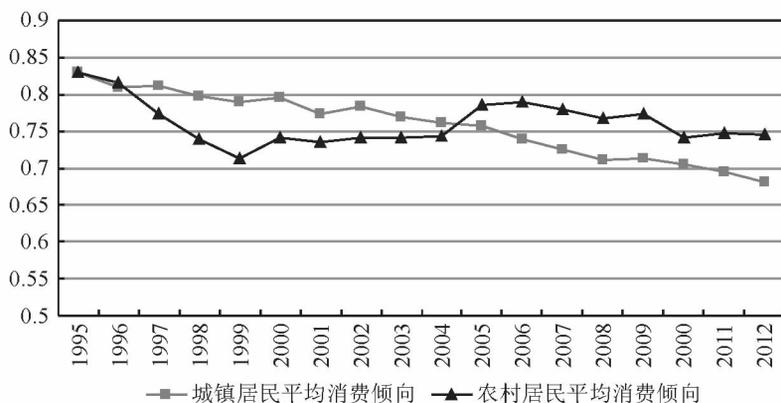


图 2 1995 年以来城乡居民平均消费倾向的变化

(二)城镇居民基本医疗保险改革

为了适应市场经济的发展,我国自 1998 年开始正式建立城镇职工基本医疗保险,该保险制度只覆盖了部分城镇从业者,没有将非正规就业的劳动者和无缴费能力的职工覆盖,上述弱势群体只能以自我保障和家庭保障为主。为了完善城镇的医疗保障制度,填补城镇医疗保障制度覆盖的空白区,国家开始建立城镇居民基本医疗保险(简称城居保)。城居保主要以没有参加城镇职工医疗保险的城镇未成年人、老年人以及无工作的居民为参保对象,是由政府主导建立并引导个人、家庭和集体等多方筹集资金,以大病统筹为主的医疗保险制度。

近几年我国政府相继出台了一系列政策循序渐进地推动城镇居民基本医疗保险制度的完善,逐步覆盖我国全体的城镇非从业居民,保障城镇居民能够平等地获得基本医疗服务。2007 年城居保在全国 79 个城市启动试点,2008 年进一步扩大了试点的范围,2009 年试点城市达到 80% 以上,2010 年在全国范围内推广实施。由于城居保所要覆盖的人群是经济水平多样化且分布分散的多个群体组合,因此在具体实

施中,遵循自愿参加的原则,但为了减少逆向选择的发生,有些试点城市也在尝试以户为单位自愿参保。

根据 CFPS 项目的入户调查数据,得到调查地区城居保的参保情况,结果见表 1。2008 年北京、上海和广东三个样本城市城居保的参保比例为 12.29%。2007—2008 年间城职保的参保比例小幅增加,而城镇居民中新农合和其他医疗保险的参保比例大幅下降,可见没有医疗保险人数比例的降低一定程度上归因于城居保参保比例的提高。

表 1 城镇居民参加医疗保险的情况

保险状况	2007 年		2008 年	
	人数	比例	人数	比例
城镇居民基本医疗保险	81	1.70	343	12.29
城镇职工基本医疗保险	1575	33.19	1286	46.06
新型农村合作医疗保险	602	12.68	2	0.07
其他医疗保险	501	10.56	187	6.70
没有任何医疗保险	1985	41.84	974	34.89
合计	4744	100	2792	100

三、研究方法和数据

(一)数据

本文使用数据全部来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查(CFPS)的微观调查数据,旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的高质量微观数据,反映中国社会、经济和健康的变迁情况,以分析社会民生方面的问题。该项目于 2008 年和 2009 年在北京、上海和广东通过 PPS 抽样方式进行了入户调查,本文通过对这两年样本的整理,获得了模型回归所需要的 845 个家庭所有变量的面板数据。

本文按照臧文斌等(2012)的方法区分城居保家庭与非城居保家庭,把在 2007 年至少有一人符合参保条件并在 2008 年至少有一人参保的家庭作为城居保家庭,至少有一人符合参保条件但在两年里都没有参保的家庭作为非城居保家庭。通过这样的处理,我们把前一组作为实验组,后一组作为控制组,来考察城居保政策对城镇家庭消费的影响。从表 2 数据统计结果可以看出,2008 年城居保家庭的人均收入和消费支出要低于非城居保家庭,其中人均医疗支出要高于非城居保家庭,而其他各项支出都要低于非城居保家庭。另外,城居保家庭男性户主所占的比例高于非城居保家庭,全体样本户主年龄平均大约为 54 岁,城居保家庭户主的年龄要比非城居保家庭户主的年龄要大 6 岁左右。户主婚姻状况以已婚为绝大多数,且城居保家庭户主受教育年限要低于非城居保家庭。

表 2 城居保家庭与非城居保家庭变量统计描述

单位:元(当年价格)	全 体		城居保家庭		非城居保家庭	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭人均年消费支出	16257.66	19198.35	15069.27	18212.53	16779.99	19608.3
家庭人均医疗支出	3772.93	7694.32	3922.21	8510.84	3707.31	7313.44
家庭人均教育支出	4060.05	9115.73	3338.63	10596.59	4377.13	8372.94
家庭人均居住支出	2403.39	3668.55	2251.19	3215.02	2470.28	3851.71
家庭人均日常生活及其他支出	6021.31	9309.39	5557.24	7893.64	6225.27	9866.99

续表

单位:元(当年价格)	全 体		城居保家庭		非城居保家庭	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
户主特征变量						
性别(男性=1,女性=0)	0.67	0.47	0.68	0.47	0.66	0.47
年龄	54.1	15.49	58.07	13.64	52.36	15.94
婚姻状况(已婚=1,其他=0)	0.82	0.39	0.83	0.37	0.81	0.39
受教育年限	9.96	3.91	9.07	4.12	10.35	3.75
家庭特征变量						
家庭人均年收入	23609.59	20469.2	23049.87	13917.26	23855.59	22766.49
家庭常住人口	2.58	1.09	2.56	1.15	2.59	1.08
家庭健康情况(健康较差的成员数)	0.25	0.5	0.22	1.21	0.26	0.53
家庭中公费医疗人数	0.16	0.45	0.07	0.28	0.2	0.49
家庭中职工医疗保险人数	0.85	0.91	0.56	0.73	0.98	0.95
样本家庭总量	845		258		587	

(二) 计量估计方法及变量设定

我们首先用双差法(DID)来估计城居保对城镇家庭消费的影响。居民是否参加城镇居民基本医疗保险是自愿行为,而差分的方法可以较好地解决由于自我选择所导致的内生性问题。双差法可以消除所有不随时间变化的选择性偏差,在估计面板数据模型时较好地控制了家庭和年份的固定效应,模型中所有不随时间变化的影响被家庭固定效应所控制,而所有家庭随时间变化的影响由年份固定效应所控制。本文中双差法(DID)的回归方程如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Year_t + \alpha_2 Secu_t + \alpha_3 Year_t * Secu_t + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 D_{it} + \epsilon_{it}$$

其中, Y_{it} 是家庭*i*在时间*t*消费支出^①的对数值。 $Year_t$ 是代表年份固定效应,如果2008年则取值为1,否则为零。 $Secu_t$ 代表家庭固定效应,是用来区分控制组(非城居保家庭)和实验组(城居保家庭)的变量,如果家庭中至少有一个人在调查期间参加了城居保则取值为1,否则为零。 $Year_t * Secu_t$ 是时间和保险政策变量的交叉项,其系数代表DID模型估计城居保政策对家庭消费的净影响。 X_{it} 代表随时间变动可能会影响消费行为的户主特征变量,包括户主性别、年龄及其平方^②、婚姻状况和教育程度^③; D_{it} 代表家庭特征变量,包括家庭年人均收入对数^④、家庭常住人口^⑤、家庭参加公费医疗和城职保的人数。

该模型中交叉项 $Year_t * Secu_t$ 的系数 α_3 代表城居保改革对家庭消费的净影响,理论上讲由于家庭参加了医疗保险后医疗支出的不确定性减少,家庭的预防性储蓄可能下降,因此 α_3 可能会大于0。但该理论假设成立存在着两个问题:首先,是因为城居保是自愿参加的,可能存在逆向选择的问题,即那些身体健康

① 本文中的消费支出分两个部分考察:其中医疗消费支出是指家庭自付医疗保健支出;非医疗消费支出是指家庭食品消费支出、衣着支出、交通支出、通信支出、教育和文化支出、娱乐休闲支出、居住支出、杂项商品和服务支出共八大项的年度支出之和作为家庭消费额。

② 本文中加入了年龄的平方项的变量来考察年龄对家庭消费对数的边际效应是否会随年龄的变化而变化。

③ 本文采用户主的受教育年限来代表其教育程度,具体界定如下:小学以下受教育年限为0年,小学为6年,初中为9年,高中、职业高中、中专、技校为12年,大专、高职为15年,大学本科为16年,硕士研究生为19年,博士研究生为22年。

④ 城市家庭全年的工资性收入,包括工资、奖金、津贴和补贴等。

⑤ 家庭常住人口是指一个家庭中同住成员的总人数。

状况差的 家庭选择参加保险,为了消除这种选择性偏差,我们借鉴白崇恩和李宏彬(2012)的方法通过加入年份和 2007 年健康状况的交叉项,来控制不同初始健康状况的家庭在消费上有不同的潜在时间趋势。另外,参加城居保的家庭可能本身比不参加的家庭富裕,而且不同收入家庭有不同的消费增长率,同样我们通过加入年份和收入的交叉项来允许消费的时间趋势随收入而变化。

四、实证结果

(一)城居保对家庭医疗消费支出的影响

城居保对家庭自付医疗支出影响的回归结果见表 3,模型(1)只估计了时间、城居保以及交叉项和对医疗消费支出的影响,随后逐渐放宽模型假设,模型(2)中加入家庭人均收入对数、年份与家庭人均收入对数的交叉项,模型(3)加入年份与家庭初始健康状况的交叉项,模型(4)加入户主和家庭变量特征的控制变量。回归结果显示,四个模型交叉项回归系数都为正,但在 10% 以上的水平上均不显著,说明城居保没有增加参保家庭的自付医疗消费支出。可见城居保政策在并未明显增加居民医疗负担的同时提高了城镇居民对医疗服务利用效率(Lin,2009)。可能的原因是城居保降低了医疗卫生服务的相对价格,改善了医疗卫生服务的可及性,提高了参保家庭的相关福利水平。

模型(2)回归结果显示,家庭收入增加 1%,医疗消费支出会相应增加 17.8%,且在 1% 的水平上显著。这说明医疗服务既是必需品也是正常品,其需求随着收入的增加也逐渐增加,但增长的速度随着收入增加而逐渐降低(黄枫,2012)。模型(3)的回归结果显示初始健康状况差的家庭的医疗消费支出有着明显的增加,可见参加城居保的家庭在一定程度上存在逆向选择的问题。

模型(4)回归结果显示,在户主特征变量方面,随着户主年龄的增长,家庭医疗消费支出逐渐减少,但从年龄平方的回归系数中可以看出,当户主年龄达到约 35 岁以后,家庭医疗消费支出则随着年龄增长开始增加。户主已婚家庭在医疗消费上的开支要多于未婚家庭,可能原因是已婚家庭抚养小孩的可能性较大,医疗花费也会相应增加。户主的教育年限对医疗服务支出有显著正效应,户主教育每增加一年,家庭医疗消费支出增加 5.7%,可能是因为受教育越多的人自我保健意识越强,会增加对医疗服务的需求。

在家庭特征变量方面,家庭常住人口越多,医疗消费支出也越多,即家庭成员每增加一个人,医疗消费支出增加 3.4%,可能是因为家庭人口增多的同时也增加了对医疗服务的需求,而且家庭规模的扩大也增强了家庭的抗风险能力,使得家庭成员可以更多的利用卫生服务。参加公费医疗的人数每增加一个人,家庭医疗消费支出增加 6.7%。值得注意的是公费保险人群医疗支出的增加要大于其他保险人群,反映出公费医疗具有一定的道德风险,而城镇职工与城镇居民保险人群的医疗消费支出增加较小,与所有人群的平均水平大体相当(赵绍阳,2010)。

表 3 城居保对家庭医疗消费支出的 DID 估计结果

自变量	因变量:自付医疗支出对数值			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份	0.105*** (0.041)	0.141*** (0.041)	0.111*** (0.040)	0.162*** (0.040)
城居保	0.017 (0.266)	0.034 (0.263)	0.034 (0.262)	0.022 (0.248)
年份 * 城居保	0.048 (0.104)	0.033 (0.101)	0.041 (0.102)	0.032 (0.188)
家庭人均收入对数	—	0.178*** (0.057)	0.178*** (0.044)	0.101** (0.041)

续表

自变量	因变量:自付医疗支出对数值			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份 * 家庭人均收入对数	—	-0.271*** (0.056)	-0.259*** (0.057)	-0.164*** (0.055)
年份 * 健康差的成员比例	—	—	0.055* (0.029)	0.025* (0.013)
性别(男性=1,女性=0)	—	—	—	0.132 (0.184)
年龄	—	—	—	-0.053** (0.027)
年龄平方	—	—	—	0.014** (0.007)
婚姻状况(已婚=1,其他=0)	—	—	—	0.013* (0.007)
受教育年限	—	—	—	0.057** (0.023)
家庭常住人口	—	—	—	0.034* (0.018)
家庭中公费医疗人数	—	—	—	0.067* (0.039)
家庭中职工医疗保险人数	—	—	—	0.036 (0.213)
样本量	1582	1582	1582	1582
R平方	0.15	0.21	0.34	0.44

注:表中“()”内数据为标准差;“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,下同。

(二)城居保对家庭非医疗消费支出的影响

城居保对家庭非医疗消费支出的 DID 回归结果见表 4,在此不包括医疗消费支出,以避免参保家庭由于医疗支出增多所带来总消费支出提高的偏差。模型回归步骤同上。四个模型交叉项的回归系数都显著为正,模型(4)的回归结果显示参加城居保的家庭的非医疗消费额大约增加 6.9%,可见城居保对非医疗类消费的正向作用比较稳健。这个估计结果要小于臧文斌等(2012)估计我国城居保对家庭消费的影响(13.0%),但是和美国 20 世纪 80 年代 Medicaid 条件放宽后家庭消费的增加相近(5.2%)。可能的原因是北京、上海、广东属于我国收入较高的地区,因此城居保对家庭消费的拉动效应要小于其他城市。

就参保家庭而言,2008 年参加保险家庭的人均非医疗消费大约是 11147.06 元,6.9%的增幅大约是 769.1 元,要高于各地的保费支出^①。从表 4 可知 2008 年城镇家庭平均的边际消费倾向仅为 0.211,所以城居保对居民消费的刺激作用也要高于政府直接的现金转移支付。参保家庭非医疗消费增加的原因可能有两个,一个是因为医疗保险减少了参保家庭的医疗开支,使得家庭可以把节约的开支用于家庭消费的其

① 2008 年北京的保费支付标准为人均 333 元,上海为人均 285 元,广东为人均 353 元。

他方面;另一个也是因为参加保险减少了未来支出的不确定性,所以居民把减少的预防性储蓄用于增加当期消费。

模型(3)的回归结果显示初始健康状况差的家庭非医疗消费会降低,可见潜在的医疗负担会减少家庭消费,但负向效应较小,表明医疗保险减轻了医疗负担,在一定程度上起到了消费保险的作用。模型(4)的回归结果显示,在户主特征变量方面,户主的教育年限对非医疗消费具有显著的正效应,户主教育每增加一年,家庭消费平均增加 7.8%。这可能是因为教育水平较高的居民具有稳定的工作和良好的收入预期,所以这样的家庭具有较强消费能力。在家庭特征变量方面,家庭常住人口对消费支出具有显著的正效应,常住人口每增加一人,家庭消费增加 2.9%,随着家庭规模的增大,家庭消费支出水平也趋向增加。但如果家庭消费水平持续提高,家庭规模对消费支出的影响将逐渐下降,可能是由于消费支出较高的家庭自身生活质量较高,因此家庭规模变动所引起的消费支出变动较小(郝东阳,2011)。家庭中参加其他保险的人数越多,非医疗消费支出就会越高,参加公费医疗和城职保的人数每增加一人,家庭非医疗消费分别增加 6.3%和 5.2%。值得注意的是公费医疗保险对消费正效应要大于城职保,反映了参加医疗保险人群的预防性储蓄动机要低于其他的社会群体,特别是享有公费医疗的人群更是如此。

表 4 城居保对家庭非医疗消费支出的 DID 估计结果

自变量	因变量:非医疗消费支出的对数值			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份	-0.068*** (0.012)	0.046** (0.023)	0.071*** (0.023)	0.059** (0.029)
城居保	0.342 (0.431)	0.129 (0.424)	0.129 (0.421)	0.011 (0.396)
年份*城居保	0.077*** (0.029)	0.051* (0.028)	0.054* (0.028)	0.069** (0.033)
家庭人均收入对数	—	0.211*** (0.028)	0.206*** (0.028)	0.161*** (0.027)
年份*家庭人均收入对数	—	-0.203*** (0.036)	-0.194*** (0.028)	-0.182*** (0.034)
年份*健康较差成员的比例	—	—	-0.048* (0.025)	-0.103* (0.054)
性别(男性=1,女性=0)	—	—	—	-0.052 (0.1127)
年龄	—	—	—	0.055 (0.159)
年龄平方	—	—	—	0.094*** (0.034)
婚姻状况(已婚=1,其他=0)	—	—	—	0.045 (0.143)
受教育年限	—	—	—	0.078*** (0.025)

续表

自变量	因变量:非医疗消费支出的对数值			
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭常住人口	—	—	—	0.029* (0.017)
家庭中公费医疗人数	—	—	—	0.063** (0.032)
家庭中职工医疗保险人数	—	—	—	0.052* (0.030)
样本量	1582	1582	1582	1582
R 平方	0.06	0.11	0.13	0.35

(三)城居保对不同收入分组家庭各项消费支出的影响

为了进一步分析城居保对家庭消费的影响,接下来我们考察了该政策对不同收入的参保家庭分项消费支出的影响,回归结果见表 5。本文根据家庭年人均收入的分布把所有参保家庭(实验组)样本分为三等分组,即家庭为年人均收入少于或等于 10000 元的家庭为低收入家庭,收入介于 10000 元和 27000 元的家庭为中等收入家庭,收入在 27000 元以上的家庭为高收入家庭。从非医疗消费的回归结果来看,低收入家庭参保后其非医疗消费支出比参保前增加 11.9%,但中高收入家庭的非医疗消费在参保前后没有显著变化。城居保对低收入组家庭消费的影响和臧文斌估计结果(13.0%)接近,可见城居保对于北京、上海和广东三个地区的低收入组家庭消费的拉动效应和其他城市大体相近,但参保对于三个地区的中高收入组家庭的消费几乎没有影响。从分项消费的回归结果来看,对低收入家庭而言,参加城居保对日常生活及其他支出^①的正向影响最大(系数为 0.094),可见低收入家庭把减少的预防性储蓄大部分用于增加家庭日常开支。其次,参加城居保对教育支出也有显著的正效应(系数为 0.072),说明由于医疗支出不确定性减弱,使得低收入家庭调整了人力资本投资的构成,相应增加了教育支出。最后,参加城居保对居住支出没有显著影响,因为居住支出属于家庭的长期规划,短期变化弹性较小。对于中高收入家庭而言,参加城居保对家庭的非医疗消费没有显著影响。在家庭医疗消费方面,参保对中低收入家庭医疗支出有显著的正向影响(系数分别为 0.095 和 0.038),可见因为医疗保险可以在一定程度上减轻家庭的医疗负担,解决“看病贵”的问题,上述结果表明参加医疗保险释放了中低收入阶层的医疗需求,但对高收入家庭的医疗支出没有明显的影响。

表 5 城居保对不同收入家庭分项消费的 DID 估计结果

因变量:家庭消费的对数值	关键自变量	低收入组	中等收入组	高收入组
家庭非医疗消费支出	年份 * 城居保	0.119** (0.066)	0.051 (0.334)	0.021 (0.301)
		0.072*** (0.029)	0.099 (0.144)	0.093 (0.198)
教育支出	年份 * 城居保	0.053 (0.167)	0.077 (0.196)	0.004 (0.283)

① 日常生活开支包括指家庭食品消费支出、衣着支出、交通支出、通信支出、娱乐休闲支出、杂项商品和服务支出共六项的年度支出之和,构成日常家庭总消费的大部分。

续表

因变量:家庭消费的对数值	关键自变量	低收入组	中等收入组	高收入组
日常生活及其他支出	年份*城居保	0.094** (0.047)	0.084 (0.078)	0.045 (0.248)
家庭医疗消费支出	年份*城居保	0.095** (0.047)	0.038* (0.020)	0.012 (0.081)
户主变量特征		是	是	是
家庭变量特征		是	是	是
样本量		528	527	527

(四)城居保对不同地区家庭各项消费支出的影响

城居保对三个地区城镇家庭各分项消费开支的 DID 回归结果见表 6。在非医疗消费方面,北京家庭参保后非医疗消费支出增加最多,其次是上海和广东,非医疗消费分别比参保前增加 11.4%、9.7%和 8.1%。从分项消费支出的估计结果来看:在教育支出方面,广东家庭参保后该项消费增加最多,比参保前增加 11.2%,其次是上海和北京。考虑三个地区不同的家庭结构,我们可以发现广东家庭在校子女的人数最多,这可以在一定程度上解释广东的教育支出为何增加最为明显。在日常生活及其他支出方面,北京家庭参保后该项消费增加最多,比参保前增加 10.1%,其次是上海和广东,说明参保后的北京家庭把减少的预防性储蓄主要用于日常生活消费和提高自身生活质量。由于日常生活支出是家庭非医疗消费的主要支出,因此参保对于日常生活支出的影响和非医疗消费的影响是一致的。

在家庭医疗消费方面,广东家庭参保后该项支出增加最明显,比参保前增加了 9.6%,其次是上海和北京。2008 年的调查数据显示,三个地区中北京家庭的健康状况最好,其次是广东和上海。从过去半年的患病情况可以看出,北京近半年来从未患病的比例高于上海和广东。广东近半年一度患病和二度患病的比例要明显高于北京和上海。上海近半年来一度患病的比例高于北京,二度患病比例和北京相近。

其他控制变量对消费支出的影响基本上是符合理论假说的。例如,户主变量特征方面,户主的受教育水平对家庭的教育支出有正向影响,其中北京地区的正向效应最明显,然后是上海和广东。分地区数据显示,北京拥有大学本科及以上学历的人数达到了 10.3%,上海的比例是 8.8%,而广东的比例仅有 4.2%,不足北京和上海的一半。家庭变量特征方面,家庭收入的增加对非医疗消费有正向效应,其中上海地区的正效应最大,广东居中,然后是北京。这可能跟各地的收入水平有关。2008 年的调查数据显示上海家庭的人均年收入最高,约 2.1 万元;广东居中,约 1.4 万元;北京最低,约 1.3 万元(北京大学中国社会科学调查中心,2010)。

表 6 城居保对不同地区家庭分项消费的 DID 估计结果

因变量:家庭消费的对数值	关键自变量	北京	上海	广东
家庭非医疗消费支出	年份*城居保	0.114* (0.067)	0.097 (0.135)	0.081*** (0.025)
教育支出	年份*城居保	0.083 (0.257)	0.101 (0.144)	0.112* (0.065)
居住支出	年份*城居保	0.023 (0.234)	0.053 (0.464)	0.042 (0.333)

续表

因变量:家庭消费的对数值	关键自变量	北京	上海	广东
日常生活及其他支出	年份 * 城居保	0.101** (0.051)	0.084** (0.041)	0.048 (0.124)
家庭医疗消费支出	年份 * 城居保	0.033 (0.277)	0.041* (0.022)	0.096** (0.048)
户主变量特征		是	是	是
家庭变量特征		是	是	是
样本量		391	462	729

五、简短的结论和建议

本文研究表明,参加城居保对家庭的自付医疗消费支出没有明显的影响,而非医疗消费支出大约增长6.9%,可见2007年开始实施的城居保有效地防止了居民因就医所导致的医疗保健支出迅速增加,也在一定程度上对家庭非医疗消费起到了保险作用。接下来的研究发现,医疗保险的政策效应存在着明显的群体差异和区域差异。首先,不同收入组家庭消费对医疗保险的反应存在着异质性,中低收入家庭的参保后消费支出有显著的增加,而高收入组家庭的消费行为则没有明显的变化。其次,不同地区家庭消费对医疗保险的反应也存在明显不同,参保对于非医疗消费正向效应最大的是北京家庭,其次是上海和广东;参保对于医疗消费正向效应最大的是广东家庭,其次是上海和北京。

综上,各级政府应不断优化公共支出结构,提高政府对医疗保障资金支出比例,形成医疗保障投入的长效机制,不断完善医疗保障体系的建设,使医疗保障体系能持续引致居民消费的增长。此外,政府还应逐步使医疗保险在各地区不同收入群体之间的待遇水平相互衔接,平衡区域间的保障水平,实现公共服务供给的均等化,这对和谐社会的建设和经济的可持续发展具有深远影响。

[参考文献]

- 白重恩、李宏彬,2012:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第2期。
- 北京大学中国社会科学调查中心,2010:《中国报告2009·民生》,北京:北京大学出版社。
- 陈学彬、章妍,2007:《医疗保障制度对家庭消费储蓄行为的影响》,《上海财经大学学报》第6期。
- 郝东阳,2011:《中国城镇居民储蓄率的年龄分布》,《消费经济》第5期。
- 胡宏伟,2012:《社会医疗保险对老年人卫生服务利用的影响》,《中国人口科学》第5期。
- 黄枫,2012:《医疗保险中的道德风险研究——基于微观数据的分析》,《金融研究》第5期。
- 甘犁、刘国恩,2010:《基本医疗保险对促进家庭消费的影响》,《经济研究》第12期。
- 马双、臧文斌,2010:《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》,《经济研究》第10期。
- 解垚,2010:《城镇医疗保险改革对预防性储蓄有挤出效应吗?》,《南方经济》第9期。
- 臧文斌、刘国恩、徐菲,2012:《中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响》,《经济研究》第7期。
- 赵绍阳,2010:《疾病冲击与城镇家庭消费保险能力研究》,《中国人口科学》第5期。
- 朱铭来,2012:《医疗保障对居民消费水平的影响——基于省级面板数据实证研究》,《保险研究》第4期。
- Arrow, K. J., 1963, "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *The American Economic Review*, 53: 941-937.
- Bai, Chongen, Hongbin Li, and Binzhen Wu, 2010, "Insurance, Consumption, and Trust: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", *Working Paper*.
- Chou, S. Y., J. T. Liu, and C. Huang, 2004, "Health Insurance and Savings over The Life Cycle-A Semiparametric Smooth Coefficient Estimation", *Journal of Applied Econometrics*, 19(3): 295-322.
- Chou, S. Y., J. T. Liu, and J. K. Hammitt, 2003, "National Health Insurance and Precautionary Saving: Evidence from Taiwan", *Journal of Public Economics*, 87: 1873-1894.

Gertler, P. and J. Gruber, 2002: "Consumption Against Illness", *The American Economic Review*, 92(1): 51-70.

Gruber, J. and A. Yelowitz, 1999, "Public Health Insurance and Private Savings", *Journal of Political Economy*, 107: 1249-1274

Lin, W. , G. G. . Liu, and G. Chen, 2009, : "The Urban Resident Basic Medical Insurance: A Landmark Reform Step towards Universal Insurance Policy in China", *Health Economics*, 18(S2): 83-96.

Meng, X. , 2003, "Unemployment, Consumption Smoot-

hing, and Precautionary Saving in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, 31(3): 465-485.

Starr-McCluer, M. , 1996, "Health Insurance and Precautionary Saving", *American Economic Review*, 86: 285-295.

Wagstaff, A. and M. Pradhan, 2005, "Health Insurance Impacts on Health and Nonmedical Consumption in a Developing Country", *The World Bank Policy Research Working Paper Series* 3563.

(责任编辑 孟大虎 责任校对 孟大虎 侯珂)

Policy Effect of Health Insurance Reform on Urban Household Consumption: An empirical analysis of survey data from the CFPS

LI Xiao-jia

(School of Public Management, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: By using the survey data of the Chinese Family Panel Studies (CFPS), this paper analyzes the effects of URBMI on household consumption in urban China. The Difference-in-Differences estimates show that participating families would increase their annual non-medical consumption by 6.9%, but their annual medical consumption remains unchanged. In addition, the URBMI increases non-medical consumption of the low income families and has no effect on middle and high income families. That is, the URBMI increases medical consumption of the low and middle income families, but has no effect on that of high families. It also increases non-medical consumption most obviously in Beijing participating families, followed by Shanghai and Guangdong.

Key words: medical insurance; medical consumption; non-medical consumption; income group