

中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响*

臧文斌 刘国恩 徐 菲 熊先军

内容提要: 本文利用 2007 年和 2008 年中国城镇居民基本医疗保险入户调查九个城市的面板数据,实证分析了城镇居民基本医疗保险对城镇家庭消费的影响。计量模型的结果显示,在其他条件相同的情况下,参保家庭的年非医疗消费支出比未参保家庭约高 13.0%,医疗消费没有发生显著变化。从对各分项开支的估计结果来看,参保家庭的日常生活及其他消费的变化最大,其次为教育消费。另外,通过对不同收入家庭样本的分析,参保对低收入家庭的非医疗消费影响最大,为 20.2%,中等收入家庭次之,为 12.6%,而对高收入家庭基本没有影响。

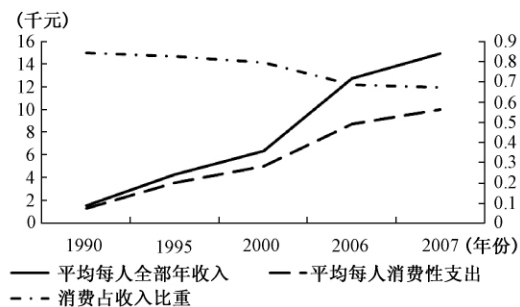
关键词: 城镇居民基本医疗保险 预防性储蓄 家庭消费

一、引言

近十年来,转变投资与出口推动的增长模式越来越成为中国经济发展方式的重要取向。自从 2008 年的全球金融危机之后,出口增速的大幅度下滑对中国经济增长产生了巨大负面冲击,这进一步凸显了通过扩大内需来促进中国经济增长可持续性的重要性。我们可以从图 1 看到,从 1990 年到 2007 年,虽然中国城镇居民的人均年收入以及人均消费支出逐年提高,城镇居民消费与总收入之比却在逐年下降。这种下降直接导致了我国储蓄率居高不下的情况(根据徐忠等(2010)的估计,从 2000 年到 2007 年,中国居民储蓄率基本保持在 20% 到 25% 之间)。

中国低消费、高储蓄的原因是多方面的(王弟海、龚六堂,2007;徐忠等,2010),其中包括城乡收入差距的加大、收入的不确定性、金融市场投资渠道的缺乏等。但是,目前很多学者提出,主要原因是上世纪 80 年代开始的包括住房、教育、医疗保障、养老体系等一系列社会福利体制改革增加了居民未来的不确定性(袁志刚、宋铮,1999;张明,2007)。因此,启动消费需求的关键是怎样完善社会保障体系(赵新安、程义全,1999)。医疗保障体制作为社会保障体系的重要组成部分之一,它的完善可以在很大程度上降低居民未来医疗费用的不确定性,从而增加居民的消费水平。

为了减轻城镇非从业人员及其家庭的医疗费用负担,国务院于 2007 年启动了城镇居民基本医



数据来源:《中国统计年鉴(2008)》。

图 1 中国城镇居民家庭收支基本情况

* 臧文斌,西南财经大学公共管理学院,邮政编码:610074,电子信箱:zangwenbin@gmail.com;刘国恩,北京大学光华管理学院应用经济系,邮政编码:100871,电子信箱:ggliu@unc.edu;徐菲,北京大学中国卫生经济研究中心、中国药科大学国际医药商学院,邮政编码:100871,电子信箱:xufei0505@hotmail.com;熊先军,中国医疗保险研究会,邮政编码:100716,电子信箱:xiongjianjun@mohrss.gov.cn。臧文斌感谢西南财经大学“211 工程”项目的资助。作者感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

疗保险(以下简称“城居保”)试点。本文利用2007年和2008年国务院城镇居民基本医疗保险入户调查的数据,分析了城居保对参保家庭的非医疗消费和医疗消费以及非医疗消费中各个分项开支的影响,其中分项开支包括日常生活和其他开支、教育开支和住房开支。通过对DID模型的估计,我们发现城镇家庭参保后,其年非医疗消费额会平均增加13.0%,而医疗消费没有显著变化。从对各分项开支的估计结果来看,参保家庭的日常生活及其他消费受影响最大,其次为教育消费,住房消费受到的影响不显著。另外,通过对不同收入家庭的样本进行回归得出,城居保对低收入家庭非医疗消费影响最大,为20.2%,中等收入家庭次之,为12.6%,而对高收入家庭基本没有影响。

二、文献综述

(一) 预防性储蓄理论

消费是经济活动的起点,是拉动经济增长的动力。经济学家对消费的研究从上个世纪30年代就开始了,并给出了很多有价值的消费函数模型。^①和本文相关的是Leland(1968)和Zeldes(1989)提出的预防性储蓄理论。他们从未来不确定性的角度来研究居民当前的消费水平,指出风险厌恶者的预防性储蓄随着未来收入不确定性的变化而变化,未来收入不确定性越大,预防性储蓄越多。未来不确定性的降低将增加居民当前消费的结论在实证研究中得到广泛支持。Zeldes(1989)、Carroll(1992,1994,1995)、Skinner(1987)等采用校准与模拟的方法发现未来收入不确定的增加将显著减少当期消费水平。Zhang & Wan(2004)通过分析1961—1998年中国宏观消费数据,得出1984—1998年期间未来收入的不确定性对当期消费有显著负向影响。龙志和、周浩明(2000)通过使用收入增长率与物价增长率作为消费增长率的工具变量发现当期消费与未来收入不确定性显著负相关。孟昕(2006)的分析显示,家庭预期下岗概率的增加将显著影响储蓄水平。

(二) 社会保险对家庭消费及储蓄影响的研究

除了未来收入的不确定性外,影响未来消费不确定性的其他事件也会促使家庭进行预防性储蓄。由于保险可以降低未来不确定性事件给人们带来的经济上的冲击,因此在一定程度上会减轻人们的预防性储蓄动机。Hubbard et al.(1995)指出社会保障体系的健全,往往伴随着居民储蓄水平显著降低。Chou et al.(2004)将未来医疗花费的不确定性引入居民预算约束,得出居民最优的消费路径受医疗花费的不确定性的影响。

国外关于医疗保险对家庭储蓄及消费的影响,近年来也发表了一些实证研究。Gruber & Yelowitz(1999)研究发现20世纪80年代中后期,美国Medicaid医疗保险条件的放宽将使低收入家庭持有的财产降低17.7%,消费升高5.2%。Atella et al.(2005)对意大利的研究得出,家庭会增加预防性储蓄以应对医疗服务消费的不确定性。Guariglia & Rossi(2004)指出,在英国这样一个实行全民医疗制度的国家,尽管总体而言商业医疗保险对私人储蓄没有挤出效应,但在评价较差的医疗领域商业医疗保险与私人储蓄的正相关有所减弱。Chou et al.(2003)对我国台湾1995年开始施行的全民保险制度(National Health Insurance)进行分析发现,医疗保险在不同程度上降低了不同经济情况家庭的储蓄率(介于8.6%—13.7%)。Wagstaff & Pradhan(2005)对越南的研究也发现,在参加了医疗保险后,家庭的非医疗消费有所增加,其中最显著的是非食品消费的增加。

目前,国内研究医疗保险和家庭消费之间关系的文章还很少。马双等(2010)通过分析中国健

^① 从Keynesian(1936)提出的绝对收入假说以来,其经历了如下几个阶段:(1)Modigliani(1954)等提出的生命周期假设消费函数模型及Friedman(1957)提出的持久收入假设消费函数模型;(2)Hall(1978)将理性预期因素引入生命周期和持久收入假说,提出了随机游走假说;(3)Flavin(1981)发现的过度敏感性、Campbell & Deaton(1989)发现的过度平滑性并由此引发了大量新假说,如流动性约束假说(Deaton,1991)、预防性储蓄假说(Zeldes,1989)、缓冲式储蓄理论(Carroll,1992)等。

康与营养调查数据(CHNS),对比 2004 年、2006 年参加新农合的家庭与未参加该保险的家庭各营养物质摄入量。Bai et al. (2010) 研究了新农合的实行对农户消费的影响。他们发现新农合使得参保农户的家庭消费增加了 5.5%,且对没有医疗费用的家庭的影响大于有医疗费用的家庭。以上两篇文章都是分析新农合对消费的影响,研究的对象是中国农村人口,而本文研究的是比较新的、针对中国城镇人口的一项基本保险政策。本文的研究结果将帮助我们了解中国城镇人口的医疗保障和消费行为的关系。

三、城镇居民基本医疗保险的背景

自 1998 年建立城镇职工基本医疗保险,2003 年启动新型农村合作医疗保险试点之后,2007 年中国政府又提出在 79 个城市进行城居保试点工作(国务院,2007)。城居保的参保人主要包括不属于城镇职工基本医疗保险制度覆盖范围的中小学阶段的学生(包括职业高中、中专、技校学生)、少年儿童和其他非从业城镇居民。^①在具体实施中,城居保坚持自愿参加的原则,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。

表 1 列示了根据 2007 年、2008 年城居保入户调查计算得到的各医疗保险的参保人数及比例。从表 1 中可以看出,城居保的覆盖比例从 2007 年的 13.26% 增加到 2008 年的 24.46%。在此期间,城镇职工基本医疗保险的覆盖率略微增加,但是城镇居民中新型农村合作医疗保险、其他医疗保险的覆盖率不增反降。因此,没有保险的人口比例的降低,从 22.4% 到 16%,很大程度上应归因于城居保人数的增加。

表 1 调查居民参保情况

保险状况	2007 年		2008 年	
	人数(人)	比例(%)	人数(人)	比例(%)
城镇居民基本医疗保险	4346	13.26	6374	24.46
城镇职工基本医疗保险	14402	43.95	11800	45.29
新型农村合作医疗保险	2305	7.03	730	2.80
其他医疗保险	4386	13.38	2977	11.43
没有任何医疗保险	7331	22.37	4173	16.02
合计	32770	100	26054	100

表 2 给出了按地区分的城居保的参保率。2008 年 11 月末城居保的参保率已达到 60.39%,比 2007 年的 43.81% 有显著增加。从区域上看,发达地区的参保率更高,2007 年为 67.93%,2008 年进一步提高到 74.52%。

在筹资水平方面,城居保以个人(家庭)缴费为主,实行县市级统筹。各地医疗保险管理局负责设定筹资标准(国务院,2007)。在保障范围方面,城居保主要用于住院和门诊大病医疗支出,目的在于减轻参保者的大病医疗费用负担。具体到各地,住院费用补偿政策都存在,只是起付线、报销比例、最高支付限额等有一定差异;部分地区将慢性病、特殊病的门诊费用纳入报销范围,但普遍不报销门诊小病诊治费用(国务院城镇居民基本

表 2 城居保参保率(%)

年份	欠发达地区	发达地区	调查总体
2007	37.89	67.93	43.81
2008	55.54	74.52	60.39

注:(1) 所统计参保率为调查时点之参保率,根据国家总体参保政策对原始数据进行了筛选后计算而得;其中 2007 年为 11 月末,不含包头、成都及乌鲁木齐三市;2008 年为 10 月末,不含包头、成都及乌鲁木齐三市。(2) 参保率计算公式为:参保率 = 参保人数 / 符合参保条件人数。

^① 2009 年开始,试点范围内的在校大学生也将纳入城居保的保障范围内(国办发[2008]119 号)。

医疗保险试点评估专家组,2009)。其中,住院医疗费用起付标准依医疗机构级别有所差异,具体见表3。

表3 城镇居民住院医疗费用起付标准(元)

	三级医疗机构			二级医疗机构			一级医疗机构		
	中位数	最高	最低	中位数	最高	最低	中位数	最高	最低
成年人	700	1000	300	450	1000	100	250	1000	50
学生儿童	600	1000	100	400	1000	100	200	1000	50

四、数据及研究方法

(一) 数据

本文使用的数据来源于中国城镇居民基本医疗保险试点评估入户调查,包括2007年基线调查数据及2008年第一次随访调查数据。本次调查的内容主要包括居民的社会人口学特征、健康状况、医疗服务需求与利用、医疗服务费用、医疗保险相关信息、家庭经济状况等。在79个城居保试点城市中,在对人均国内生产总值、全市年末人口数、人均筹资额度、上年度人均城镇职工基本医疗保险统筹基金支出、人口密度、人均床位数及人均医生数7个指标进行聚类分析后,随机挑选9个代表性的城市作为样本城市。^①2007年共调查了42个区(县)、100个街道(办事处)、141个社区(居委会),成功入户11674户、32989人。2008年调查11099户、32207人,其中成功随访9649户、26145人,户随访率82.65%,个人随访率79.32%。

表4给出了城居保家庭与非城居保家庭2008年家庭年平均总消费以及各分项消费的情况。其中,城居保家庭是指那些在2007年至少有一人符合参保条件并在2008年随访时至少有一人参保的家庭(试验组),非城居保家庭是指那些至少有一人符合参保条件但在两年里都没有参保的家庭(控制组)。^②根据这样的处理,所有居民的消费在2007年没有受到医疗保险政策的影响,而在2008年有一部分城镇居民受到了影响。

从表中可以看出,城居保家庭的年总开支约为23196元,非城居保家庭的年总开支约为25678元,两者的差异在1%水平上显著。其他各分项开支中,除了日常生活与其他开支,城居保家庭与非城居保家庭没有显著差异。

表4 城居保家庭与非城居保家庭总消费及各分项消费(2007年)

单位:元(按当年价格计算)	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
家庭年总开支	24760.38	27407.25	23196.35***	29416.24	25678.23	26116.02
家庭年教育开支	2924.368	6822.265	3036.254	7390.646	2858.709	6465.362
家庭年住房开支	1495.536	14240.53	1233.249	16548.01	1649.457	12691.87
家庭年日常生活及其他开支	17292.71	17911.89	16030.06***	19588.77	18033.69	16808.25
家庭年医疗开支	3047.769	10574.1	2896.782	6797.736	3136.375	12259.92

注:(1)***、**分别表示城居保家庭与非城居保家庭的差异在1%、5%的水平上显著。以下表5同。

图2是城居保家庭与非城居保家庭2007年与2008年收支对比。从图2可以看出,2007年城

① 内蒙古自治区包头市、湖南省常德市、四川省成都市、吉林省吉林市、浙江省绍兴市、新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市、福建省厦门市、青海省西宁市及山东省淄博市。

② 城居保是2007年8月份开始实施,而第一次问卷调查是在2007年11月份,前后相差仅三个月,而且,该保险要到2008年1月份才生效。所以我们在本文假设在此期间参保人的消费行为基本没有受到该政策的显著影响。第二次调查的时间是2008年11月份,同样也将2008年8月份以后的新增参保人归入未参保人群。另外,因为有的地方在2007年8月以前就先行实施了城居保,所以有一小部分居民在此前就有了医疗保险。这些人没有被包括在我们的样本内。

居保家庭的家庭年总收入及家庭年总开支均要低于非城居保家庭。到2008年,两类家庭的家庭总收入和家庭总开支均略有增长,但城居保家庭总开支的增速明显高于非城居保家庭。如果从家庭年总支出占家庭年总收入的比例来看,城居保家庭从2007年的79.61%增长到85.80%,与此同时非城居保家庭该比例从75.69%降低到74.71%。

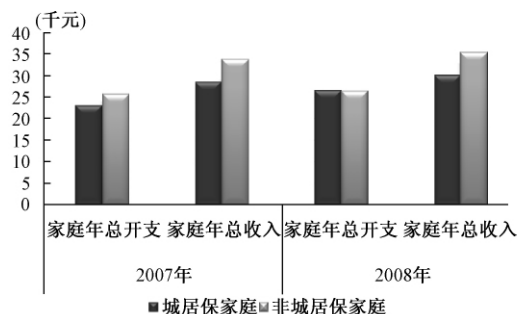


表5给出了户主个人信息变量及家庭信息变量,具体而言,全体样本户主年龄平均为52岁左右,城居保家庭户主的年龄要比非城居保家庭户主的年龄小两岁。城居保家庭男性户主所占的比例显著低于非城居保家庭。户主婚姻状况以已婚为绝大多数,且城居保家庭户主已婚的比例显著高于非城居保家庭。户主的教育水平分为小学及以下、初中、高中和大学及以上四个类别,其中城居保家庭户主教育程度在小学及以下的比例显著高于非城居保家庭,且其教育程度在高中和大学及以上的比例显著低于非城居保家庭。城居保家庭占全体家庭比例为43%,其年总收入为30858元,显著低于非城居保家庭的33743元。家庭至少有一人患有慢性病的比例较高,为53%左右。^①

(二) 计量估计方法及变量设定

本文在前面指出,居民是否参加城镇居民基本医疗保险完全出于自愿,因此有些居民参加保险可能是由一些不可观测的因素所决定的。我们使用两期面板数据,采用差分的方法(DID)和固定效应模型(FE)可以较好地解决由于自我选择所导致的内生性问题。^② DID的回归方程设为:

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 X_i + \beta_3 T_t * X_i + \beta_4 Z_{it} + \beta_5 W_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 是家庭*i*在时间*t*消费总额。 T_t 是一个代表时间的哑变量,若为2008年则取值为1,否则为零。 X_i 是用来区分控制组和实验组的哑变量,如果家庭至少有一个人在2007年11月1日到2008年7月31日参加了城居保等取值为1,否则为零。 $T_t * X_i$ 是时间和保险政策变量的交叉项,其系数就是DID估计的城居保对居民消费的影响。 Z_{it} 为家庭或户主的特征变量,^③具体包括户主年龄及其平方、性别、婚姻状况、教育程度、家庭人数、家庭中是否有人患慢性病、家庭年总收入、家庭参加城镇职工基本医疗保险和公费医疗保险的人数。 W_i 为城市固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。

β_1 为消费的时间趋势,在不知道居民的消费行为是怎样随时间变化的条件下,其方向很难预测。 β_2 为实验组、控制组家庭在2007年消费的差别,其符号可能为负,因为居民的自我选择过程可能使那些更厌恶风险、对未来身体状况预期更坏的家庭参加城居保,而这些因素都将导致居民减

① 根据《2009中国卫生统计年鉴》,慢性病患病率大约是:33%、57%和79%分别对45—54岁、55—64岁和65岁及以上的城镇居民。我们的样本中户主的平均年龄大约是52岁,慢性病患病率和全国的数据很接近。

② 我们没有在此报告固定效应模型的结果,因为这两个模型的估计结果非常接近(如需要,作者可以提供)。DID模型可以估计那些不随时间变化的变量对消费的影响,比如说,性别、受教育程度(因为户主绝大部分是成年人)。我们也意识到,因为只有两期面板数据,DID和固定效应模型无法解决那些有可能随时间而改变的个体(家庭)异质性所带来的估计偏差,这是本文的一个不足之处。另外,根据一位审稿人的意见,我们对2008年未参保家庭的未参保原因进行分析,有24.68%的家庭因为“不知道城居保或不了解城居保政策”而没有参加保险;有23.88%的家庭因为“经济困难或保费太高”而没有参保;有22.95%的家庭因为“身体好或其它原因”认为没有必要参保;有19.26%的家庭因为“医保政策本身不好(起付线高、报销比例低、政府补贴少)”等原因未参保;9.23%的家庭因为“已经有其它保险”而未参保。总体看来,各种不参保的原因所占总人群比较均衡,并没有发现不参保家庭存在某种影响我们结果的单一系统特征。

③ 另外,作者将家庭是否有房子和是否有车加入控制变量后,对DID模型中的交叉项和FE模型中的城居保变量几乎没有影响。而由于这两个变量和家庭收入高度相关,故在模型中没有控制这两个变量。

表 5 城居保家庭与非城居保家庭其他变量描述统计

	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
年龄(岁)	52.31	13.96	51.22***	14.12	53.15	13.78
性别(男性=1,女性=0)	0.69	0.46	0.68**	0.47	0.70	0.46
婚姻(已婚=1,其他=0)	0.83	0.37	0.85***	0.35	0.82	0.39
小学及以下	0.23	0.42	0.27***	0.44	0.21	0.41
初中学历	0.32	0.47	0.32	0.47	0.32	0.47
高中学历	0.27	0.44	0.27	0.44	0.27	0.45
大学及以上	0.18	0.38	0.15***	0.36	0.20	0.40
城居保家庭	0.43	0.50	1.00	0.00	0.00	0.00
家庭年总收入(元)	32490.14	38789.20	30858.87***	42978.50	33743.23	35185.64
慢性病	0.53	0.50	0.51***	0.50	0.55	0.50
城职保人数(人)	1.29	1.04	1.04***	1.01	1.47	1.02
公费医疗人数(人)	0.09	0.37	0.07***	0.32	0.10	0.40
家庭常住人口数(人)	2.85	1.14	3.11***	1.14	2.65	1.10

注:表中收入数据按当年价格计算。

少当前消费,增加储蓄。根据预防性储蓄的理论, β_3 应是正值。

五、实证结果

(一) 城居保对家庭医疗总消费的影响

表 6 中给出自付医疗保健支出的回归结果。第一列中只估计了时间、城居保以及它们交叉项对医疗保健支出的影响,第二和第三列逐步加入其他控制变量。回归结果显示,虽然所有三个模型的交叉项的系数均为正,但是在 10% 的水平上不显著,这说明城居保没有导致城镇居民自付医疗费用的增加。根据相关研究(Lin et al., 2009),城居保促进了城镇居民患病时的医疗服务利用。因此,城居保在没有增加城镇居民经济负担的情况下,改善了城镇居民的医疗服务可及性,因此可能会提高城镇居民的健康以及福利水平。

第三列结果显示,2007—2008 年,城镇居民的年医疗保健花费增长了 12.2%,这和国家统计数据比较接近。根据《中华人民共和国 2008 年国民经济和社会发展统计公报》(国家统计局,2009),全国人均医疗花费 2007 年为 828 元,2008 年增加到了 915 元,增长率为 10.5%。

值得注意的是,参加城居保家庭的医疗花费(实验组)平均要比未参保家庭(控制组)多 9.7%,这说明参保家庭的平均健康状况可能要比未参保家庭差,这可能是居民自我选择的结果。虽然回归中控制了家庭里有没有人患慢性病,但该变量可能没有完全控制家庭的健康状况。

在控制其他变量的情况下,家庭收入增加 1%,医疗保健开支会相应增加 0.32%,且在 1% 的水平上显著。户主的年龄及其平方的系数显示,户主在 30 岁以前,其家庭的医疗保健开支随着年龄的增加而减少,但是到了 30 岁以后,医疗花费将随着年龄逐年增加。另外,户主已婚的家庭在医疗保健上的开支要比户主未婚的家庭多 15.9%,且在 1% 的水平上显著。导致如此差异的原因可能有两个:第一,虽然回归方程中控制了家庭人口数,但这两类家庭的人口结构可能不同,即户主已婚的家庭很可能有一名小孩从而导致医疗花费增加;第二,婚后居民可能会更加注意自己的健康状况,从而使其医疗费相应增加,如按时到医院进行常规检查。

户主有初中或者高中学历,其家庭的医疗花费和户主只有小学及以下教育水平的家庭没有显著的差别,但是对户主有大学及以上学历的家庭来说,平均医疗花费比学历最低的家庭(小学及以下)高 15.5%。有患慢性病者的家庭其医疗开支要高于其他家庭约 86.4%,且在 1% 的水平上显

表 6 家庭医疗开支 DID 估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3
年份	0.142	0.087	0.12
	[0.031] ***	[0.030] ***	[0.028] ***
城居保家庭	-0.023	0.081	0.097
	[0.038]	[0.036] **	[0.037] ***
年份* 城居保家庭	0.028	0.016	0.015
	[0.054]	[0.051]	[0.049]
家庭总收入对数		0.359	0.317
		[0.019] ***	[0.021] ***
年龄		0.011	-0.014
		[0.007]	[0.007] **
年龄平方		0	0
		[0.000] **	[0.000] ***
男性		-0.027	-0.02
		[0.029]	[0.028]
已婚		0.219	0.159
		[0.040] ***	[0.038] ***
初中(小学及以下为对照)		0.077	0.06
		[0.036] **	[0.035] *
高中(同上)		0.079	0.059
		[0.039] **	[0.039]
大学及以上(同上)		0.214	0.155
		[0.044] ***	[0.044] ***
家中至少有一人患有慢性病			0.864
			[0.026] ***
家庭常住人口数			0.025
			[0.012] **
家中城职保人数			0.068
			[0.014] ***
家中公费医疗人数			0.134
			[0.035] ***
样本量	11428	11428	11428
R ²	0	0.11	0.2

注:(1)方括号内为标准差;*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。(2)以上模型中均包括了城市变量。以下各表同。

著,这说明城镇居民的医疗花费的很大一部分是用来治疗慢性病的。最后,拥有城镇职工医疗保险和公费医疗会使医疗花费分别增加6.8%和13.4%,并且都在1%的水平上显著。医生诱导需求和病人的过度消费可能是导致此结果的主要原因,因为这两项保险都是强制性的,基本上不存在逆向选择的问题。

表 7 家庭非医疗开支 DID 估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3
年份	0.04	0.002	0.001
	[0.014] ***	[0.010]	[0.010]
城居保家庭	-0.179	-0.035	-0.085
	[0.019] ***	[0.013] ***	[0.014] ***
年份* 城居保家庭	0.147	0.133	0.130
	[0.027] ***	[0.020] ***	[0.019] ***
家庭总收入对数		0.607	0.552
		[0.009] ***	[0.011] ***
年龄		0.013	0.011
		[0.002] ***	[0.003] ***
年龄平方		0	0
		[0.000] ***	[0.000] ***
男性		-0.030	-0.025
		[0.010] ***	[0.010] **
已婚		0.087	0.074
		[0.015] ***	[0.015] ***
初中(小学及以下为对照)		0.035	0.050
		[0.014] **	[0.014] ***
高中(同上)		0.073	0.096
		[0.015] ***	[0.015] ***
大学及以上(同上)		0.150	0.171
		[0.017] ***	[0.018] ***
家中至少有一人患有慢性病			-0.023
			[0.010] **
家庭常住人口数			0.039
			[0.005] ***
家中城职保人数			0.030
			[0.006] ***
家中公费医疗人数			0.061
			[0.014] ***
样本量	15528	15528	15528
R ²	0.01	0.47	0.50

(二) 城居保对家庭非医疗总消费的影响

表7给出了城居保对家庭非医疗总消费的影响的DID估计结果。我们发现,城镇居民在参加医疗保险之后,其家庭年非医疗消费额平均增加约13.0%(第三列)。这个结果比美国20世纪80年代中后期Medicaid条件放宽对家庭消费的影响(5.2%)要大(Gruber & Yelowitz, 1999),但是和我国台湾1995年开始施行的全民保险制度(National Health Insurance)对家庭储蓄率的影响(8.6%—13.7%)很接近(Chou et al., 2004)。^①

在控制收入及其他变量后,户主有大学及以上文凭的家庭比户主只有小学及以下教育程度的家庭每年平均要多消费17.1%,并且在1%的水平上显著(估计模型中的比较组是户主只有小学及以下教育程度的家庭)。这可能是因为受教育水平高的人群其收入相对稳定,从而有较低的预防性储蓄及较高的消费。慢性病变量的系数为-0.023,在5%的水平上显著,表明家中有患慢性病者的家庭,其平均非医疗总支出要比其他家庭低2.3%。^②从各种保险数量的回归系数上看,家庭拥有城镇职工基本医疗保险和公费医疗保险的人数越多,消费就会越高,享有公费医疗和城镇职工基本医疗保险的人数每增加一人,家庭非医疗消费就会分别增加6.1%和3.0%。城镇职工基本医疗保险和公费医疗的参保人都有正式工作,如企业雇员、政府公务员以及事业单位的职员等,他们的工作和收入都比较稳定(尤其是有公费医疗的那些人群),所以,在控制收入和其他变量的情况下,这部分人的预防性储蓄比其他人群低。最后,家庭人数越多,消费就越高。在控制收入和其他变量以后,家庭每增加一个人,其非医疗总消费将平均增加3.9%。

(三) 城居保对家庭各分项消费的影响

表8报告了家庭教育、住房和家庭日常及其他开支的回归结果。城镇居民在参加城居保以后,家庭的教育开支增长了9.6%,且在10%的水平上显著,这表明对那些有教育支出的家庭来讲,医疗花费的不确定性会直接影响家庭的教育投资。这也是很好理解的,因为预期的教育和医疗花费是导致居民储蓄居高不下的两个主要原因,如果预期的医疗花费减少,有学生的家庭就很可能增加教育的投资。^③其他控制变量对教育支出的影响基本上是符合预期的。例如,收入越高的家庭,教育投资就越多;户主的受教育程度水平越高,家庭在教育上的花费就越多。^④

住房开支包括房租和还房贷的花费。住房开支在短时期一般都比较固定,因此基本上不会受到医疗保险的影响。DID的回归结果证明了这一点,年份和城居保家庭的交叉项的系数非常小(约为-0.014),且不显著。时间变量的系数为负值,在统计上也不显著,这说明2007—2008年城镇居民的住房开支没有发生显著变化。

日常生活及其他开支包括食品、衣服、日常用品、水、电、旅游、娱乐等费用,其占家庭总消费很大一部分。从交叉项的回归系数可以看出,加入城居保居民在日常生活方面的花费增加了12.5%,并且在1%的水平上显著。由此可见,城居保家庭非医疗总消费的增加主要是由于日常生活及其他开支的增加。

(四) 城居保对不同收入的家庭的消费影响

我们接下来分析一下不同收入的家庭对保险政策变化的反应。例如,高收入家庭对疾病带来

① 另根据回归方程所估计的系数,我们推算出全国城镇家庭的非医疗总消费会因为城居保而增加大约2428亿元(全国在2008年总共有1.165亿人参加了城居保,而根据入户调查数据城居保家庭平均每户参保人数为1.25人推算,全国参加城居保的家庭大约有9320万户,这些家庭在2007年的平均非医疗总消费约为20045元)。

② 我们没有控制每个家庭有多少人得慢性病和每个人得几种慢性病,该估计值只是平均值。

③ 据估计(Fogel, 1999),收入对教育消费的弹性为1.6,与医疗消费相同,而且远高于其他类消费(食物0.2,衣着0.3,住房0.7,其他1.1,娱乐1.4)。

④ 为了节约篇幅,回归系数没有报告,如有需要,作者可提供。

表 8 各分项开支 DID 估计结果

	家庭教育 育开支	家庭住 房开支	家庭日常 及其他开支
年份	-0.01	-0.056	0.027
	[0.035]	[0.058]	[0.012] **
城居保家庭	-0.175	-0.334	-0.06
	[0.042] ***	[0.094] ***	[0.015] ***
年份* 城居保家庭	0.096	0.014	0.125
	[0.057] *	[0.124]	[0.021] ***
户主特征变量	Yes	Yes	Yes
家庭特征变量	Yes	Yes	Yes
样本数	6210	1610	15202
R ²	0.16	0.4	0.44

注：我们决定把日常消费和其他消费放在一起考虑，原因是：被访者虽然对其家庭每月的总消费、住房支出、教育支出记得比较清楚，但是对哪些是日常生活和哪些是其他消费可能区分得不是很清楚。

的经济风险抵抗能力较强，所以其消费行为受到医疗保险的影响不会太显著，相反地，低收入家庭的消费受到城居保的影响会较大。本文根据家庭月收入的分布把所有参保家庭（实验组）样本分成三组，即家庭月收入少于或等于 1200 元的家庭为低收入家庭（约占总样本的 25%），收入介于 1200 元和 3000 元的家庭为中等收入家庭（约占总样本的 50%），收入在 3000 元以上的家庭为高收入家庭（约占总样本的 25%）。表 9 为三个样本分别回归的结果。我们可以看到，低收入和中等收入家庭的非医疗消费受医疗保险的影响非常显著，而高收入家庭的消费几乎没有受到影响。具体来说，低收入和中等收入家庭在参加城居保以后，家庭的总消费会分别增加 20.2% 和 12.6%，且均在 1% 的水平上显著。高收入家庭在参保后，消费增加了 2.2%，但是在统计意义上不显著。城居保变量的回归系数显示，低收入和中等收入的参保家庭在参保前（2007 年）的消费要比未参保家庭分别少 14.4% 和 7.8%，而对高收入家庭来说，参保家庭和未参保家庭的消费在参保前没有显著的差别。从分项开支的回归结果来看，低收入组和中等收入组加入城居保后日常生活及其他开支显著增加（分别增加 21.6% 和 12.4%，均在 1% 的水平上显著），但这两组的教育、住房、医疗开支均未有显著变化。

（五）稳定性检验

稳定性检验（一）：以只有未成年人参加城居保为实验组

未成年人（年龄小于 18 岁）基本上是通过学校或幼儿园以集体形式参加城居保，其参保率通常非常高。我们在此把那些只有未成年人参加城居保的家庭归为实验组，控制组还是包括那些符合参保资格但未参保的家庭，这样可以从很大程度上解决前面所提到的自我选择问题。表 10 报告了 DID 的估计结果。第一列中交叉项的系数显示，一个家庭中如果只有未成年人在 2007 年参加了城居保，其家庭年非医疗总消费会在 2008 年增加大约 7.8%，且在 1% 的水平上显著。

表 10 的第二列报告了城居保对只有成人参保家庭的影响。从表中可以看到，仅成年人参保组交叉项的系数是 11.2%，和未成年人的系数差别不大，这说明在控制所有可观测变量和不可观测的家庭固定效应以后，自我选择问题对我们的估计结果影响很小。

稳定性检验（二）：以 2008 年 8 月到 11 月参加城居保的家庭为实验组

前面的回归结果所使用的样本将 2008 年 8 月到 11 月（户调查时间为 11 月）参加城居保的家庭排除在实验组之外，这主要是因为城居保都是要到下一年的一月份才生效，所以我们假设这些家

表 9 不同收入分组家庭非医疗开支

DID 估计结果			
	低收入组	中等 收入组	高收入组
年份	0.007	0.008	0.007
	[0.023]	[0.014]	[0.019]
城居保家庭	-0.144	-0.078	0.003
	[0.027] ***	[0.020] ***	[0.027]
年份* 城居保家庭	0.202	0.126	0.022
	[0.037] ***	[0.027] ***	[0.036]
户主特征变量	Yes	Yes	Yes
家庭特征变量	Yes	Yes	Yes
样本数	4502	6898	4128
R ²	0.35	0.22	0.26

注：当估计保险对低收入、中等和高收入家庭的消费影响时，分别只保留那些为参保的低收入、中等和高收入家庭作为控制组。

庭的消费行为不会在保险生效之前发生变化。现在我们将那些在 2008 年 8 月到 11 月参加城居保的家庭归于实验组,假设他们的消费行为在购买保险以后立刻发生变化,然后重新估计城居保对消费的影响。表 11 报告了我们的估计结果。从家庭非医疗总消费来看,交叉项的系数是 10.0%,比前面表 7 的估计值(13.0%)小,这说明那些在 2008 年 8 月到 11 月参加城居保的家庭的消费行为确实没有在短时间内受到显著影响,将这些家庭归入实验组,会导致估计结果偏低。

表 10 不同参保人类型家庭非医疗开支

DID 估计结果

	仅未成年 人参保组	仅成年人 参保组
年份	0.002 [0.010]	0.006 [0.011]
城居保家庭	-0.018 [0.021]	-0.09 [0.020] ***
年份* 城居保家庭	0.078 [0.028] ***	0.112 [0.027] ***
户主特征变量	Yes	Yes
家庭特征变量	Yes	Yes
样本数	11766	12314
R ²	0.49	0.5

表 11 家庭总开支及各分项开支

DID 估计结果

因变量	关键自变量	全样本
家庭非医疗总开支	年份* 城居保家庭	0.100 [0.018] ***
教育开支	年份* 城居保家庭	0.057 [0.055]
住房开支	年份* 城居保家庭	0.045 [0.115]
日常生活及其他开支	年份* 城居保家庭	0.094 [0.020] ***
医疗开支	年份* 城居保家庭	0.039 [0.047]

注:以上模型中均包括了户主特征变量、家庭特征变量及城市变量。

六、结论及政策建议

中国低消费、高储蓄的原因是多方面的,其中包括城乡收入差距加大以及金融市场投资渠道缺乏等。但是从上世纪 80 年代开始的包括住房、教育、医疗保障、养老体系等一系列社会福利体制改革增加了居民的未来不确定性,从而降低了居民当前的消费,增加了储蓄以“自我保险”。因此,启动消费需求的关键是怎样完善社会保障体系。本文使用国务院城镇居民基本医疗保险入户调查数据,系统地分析了城居保对城镇居民总消费以及医疗、教育、日常生活等各项消费的影响。结果发现,城镇居民在参加城居保之后,家庭年平均非医疗消费额会增加大约 13.0%。其中受影响最大的是占总消费比例最大的日常生活及其他开支,此外教育开支也受到影响,但住房开支和医疗开支没有显著变化。我们还发现城居保对不同收入组家庭的影响也不一样。低收入家庭的消费受城居保的影响最大(20.2%),中等收入家庭次之(12.6%),而高收入家庭的消费没有受到显著影响。

中国政府在过去这十几年推出各种政策来拉动内需,但居民消费依然疲弱。根据本文的发现,2007 年开始实施的城居保将对参保家庭的消费有显著的影响。因此如果想通过拉动内需来保持经济的高速增长,中国政府应该继续积极地增加对社会医疗保障体系建设的投入。

参考文献

- 城镇居民基本医疗保险试点评估专家组,2009《关于城镇居民基本医疗保险试点的评估报告》。
- 龙志和、周浩明,2000《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》,《经济研究》第 11 期。
- 马双、臧文斌、甘犁,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》,《经济学(季刊)》第 10 期。
- 孟昕,2001《中国城市的失业、消费平滑和预防性储蓄》,《经济社会体制比较》第 6 期。
- 王弟海、龚六堂,2007《增长经济中的消费和储蓄——兼论中国高储蓄率的原因》,《金融研究》第 12 期。
- 徐忠、张春雪、丁志杰、唐天,2010《公共财政与中国国民收入的高储蓄倾向》,《中国社会科学》第 6 期。
- 袁志刚、宋铮,1999《城镇居民消费行为变异与我国经济增长》,《经济研究》第 11 期。
- 张明,2007《20 世纪 90 年代以来关于储蓄率研究的最新动态》,《世界经济》第 4 期。

中国人民银行研究局课题组,1999《中国国民储蓄和居民储蓄的影响因素》,《经济研究》第 5 期。

Atella, V., F. C. Rosati, and M. Rossi., 2005, "Precautionary Saving and Health Risk: Evidence from Italian Households using a Time Series of Cross Sections", SSRN.

Bai,Chongen, Hongbin Li,and Binzhen Wu, 2010, "Insurance, Consumption, and Trust: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", working paper.

Carroll, C. D., 1992, "The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1992, 61—156.

Carroll, C. D., 1995, "How Important is Precautionary Saving", NBER Working Paper, No: 5194.

Carroll, C. D., 1994, "How Does Future Income Affect Current Consumption?", *Quarterly Journal of Economics*, 111—147.

Campbell, J. Y., and A. S. Deaton, 1989, "Why is Consumption So Smooth?", *Review of Economic Studies*, Vol. 56, 357—373.

Chou, S. Y., J. T. Liu, and J. K. Hammitt, 2003, "National Health Insurance and Precautionary Saving: Evidence from Taiwan", *Journal of Public Economics*, Vol(87), 1873—1894.

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*, 295—322.

Deaton, A. S., 1991, "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, Vol. 59, 1221—1248.

Flavin, M. A., 1981, "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 974—1009.

Fogel,R. W., 1999, "Catching Up with the Economy", *American Economic Review*, Vol. 89, No. 1, 1—21.

Gruber, J., and A. Yelowitz, 1999, "Public Health Insurance and Private Savings", *Journal of Political Economy*, 1999, Vol (107), 1249—1274.

Guariglia, A., and M. Rossi, 2004, "Private Medical Insurance and Saving: Evidence from the British Household Panel Survey", *Journal of Health Economics*, Vol. (23) 4, 761—783.

Hall, R. E., 1978, "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 971—987.

Hubbard,R. G., J. Skinner, and S. P. Zeldes, 1995, "Precautionary Saving and Social Insurance", *Journal of Political Economy* Vol. (103), 360—399.

Leland, H. E., 1968, "Saving an Uncertainty: The Precaution", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. (82), 465—473.

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

The Effect of Urban Resident Basic Medical Insurance on Household Consumption

Zang Wenbin^a, Liu Guoen^b, Xu Fei^b and Xiong Xianjun^c

(a: Southwestern University of Finance and Economics; b: Peking University;

c: China Health Insurance Research Association)

Abstract: Using the China Urban Resident Basic Medical Insurance Annual Survey(URBMI), 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 about 13%. However, their medical expenditures remain unchanged. When non-medical expenditures are separated into subcategories, the effect of URBMI is most statistically significant for daily and other expenditure, followed by changes in educational expenditures. In addition, URBMI increases the non-medical consumption of low-income families by 20.2%, mid-income families by 12.6%, and has no effect on high-income families.

Key Words: Urban Residents Basic Medical Insurance; Precautionary Saving; Consumption

JEL Classification: I11, I18, H40

(责任编辑: 松 木)(校对: 梅 子)