

政府基本医保对商业健康保险 有“促进效应”吗？*

阎建军

[摘要] 现有文献发现政府基本医保对中国商业健康保险有“促进效应”，但是理论解释模糊不清，可以称之为“中国商业健康保险发展之谜”。本文推导出商业健康保险在医疗服务体系中发挥精细化管理功能需要的条件，基于此，从供给端揭示了政府基本医保对商业健康保险的结构影响，进而对“中国商业健康保险发展之谜”提出以下解释——政府基本医保对商业健康保险“促进效应”仅体现在储蓄型险种上。而我国财产保险公司健康保险业务仅经营保障型险种，人身险公司健康保险业务则以储蓄型险种为主，使用省级动态面板模型进行实证检验，结果显示：政府基本医保对财产保险公司健康保险业务没有促进效应，对人身保险公司的健康保险业务则有显著的正向影响。

关键词：基本医保 商业健康保险 管理型医疗

JEL 分类号：G22 I10 I11

“积极发展商业健康保险”是中共中央、国务院制定的《“健康中国 2030”规划纲要》的重要内容。在市场经济环境下，商业健康保险具有两方面的功能：第一，在医疗保障体系中发挥经济补偿功能；第二，作为医疗服务的支付方，当满足一定条件时，可以发挥对医疗服务的精细化管理功能，约束不合理的医疗服务行为，控制医药费用膨胀（欧伯恩德，2007；阎建军，2013a）。

商业健康保险发展受到诸多因素影响，理论界对于上述影响因素展开了讨论。目前，存在较多争议的领域是政府基本医疗保险（以下简称“政府基本医保”）对于商业健康保险发展的影响机理及其效果。这里政府基本医保的含义有两方面：一是法定的基本医保；二是由政府负责运营事宜，包括筹集基本医保基金、设计保障方案、谈判确定医疗服务价格和目录、报销审核等。

现有文献仅关注政府基本医保对商业健康保险需求端的影响，忽视了其对商业健康保险供给端的影响。本文的分析视角从需求端转向供给端，旨在进一步明晰商业健康保险发展机理。

一、文献综述

包括中国在内，世界上不少国家的医疗保障体系主要包括两部分：第一，政府基本医保；第二，商业健康保险。关于政府基本医保对商业健康保险的影响，很多学者给予了关注，文献日益丰富。

已有文献研究的逻辑起点是界定商业健康保险功能，但是，在商业健康保险的两种功能中，现有文献仅关注政府基本医保对商业健康保险发挥经济补偿功能的影响，体现为在需求端对商业健康保险的“替代效应”或“促进效应”。

* 阎建军，中国社会科学院金融研究所，副研究员，经济学博士。

一种观点认为,政府基本医保对商业健康保险产生了“替代效应”(Cutler and Gruber, 1996; Sloan and Norton, 1997; Sasso and Buchmueller, 2004; Ham and Shore-Sheppard, 2005; Brown et al., 2007)。从家庭层面看,给定消费者预算约束线,当消费者对商业健康保险无明显偏好,而其与政府基本医保所提供的保险保障类似时,随着政府基本医保缴费水平降低(甚至免费提供),消费者会减少购买商业健康保险。关于替代效应,实证研究者多以美国政府的州立儿童医保项目(SCHIP)为背景,例如 Congressional Budget Office(2007)指出“州立儿童医保项目(SCHIP)每增加100名参保儿童,商业健康保险儿童项目就会相应减少25-50名参保儿童”,也有研究指出,上述“替代效应”带来的挤出效果(crowding out)达到60%。替代效应在美国得到实证分析的支持,是因为美国商业健康保险儿童项目和美国政府的州立儿童医保项目的保障范围和保障程度是类似的,都提供基本医疗保障。在经济补偿功能上,二者的可替代性强。

另一种观点认为,政府基本医保对商业健康保险产生了“促进效应”。相关研究多是基于中国商业健康保险实践,与美国商业健康保险定位为向一部分国民提供基本医保不同,我国在制度设计方面将商业健康保险定位为对政府基本医保的补充,二者的覆盖范围或者报销层次并不是简单重合。关于政府基本医保对商业健康保险产生了“促进效应”,现有文献认为原因有两方面:一是政府基本医保含有转移支付的性质,提高了一部分居民对于商业健康保险的消费能力(王向楠, 2011);二是商业健康保险较多地以团体商业健康保险的形式由企业购买,往往为职工购买了基本医疗保险的单位,同时也会配备补充型的商业健康保险(朱铭来和贵哲暄, 2014)。上述理由有待商榷:第一,政府转移支付的对象一般是贫困线收入以下阶层,这些贫困人群能够用于医疗保障的支出预算,通常不足以向政府基本医保缴费。他们在政府帮助下获得基本医保之后,节省下来的家庭支出预算,是否足以购买商业健康保险,是否对商业健康保险的发展产生显著影响,缺乏专门研究,有待深入探讨。第二,企业为职工购买了法定基本医保后,即使还会配备补充型商业健康保险,但是只要企业支付给员工的医疗保障总福利不变,随着政府基本医保保障程度提高,企业会减少为员工购买补充型的商业健康保险,二者可能难以实现相互促进和共同发展。前述文献的实证分析观察到了政府基本医保对商业健康保险的“促进效应”(朱铭来和贵哲暄, 2014; 王向楠, 2011),但是缺乏严谨的理论解释,可以称之为“中国健康保险发展之谜”。

值得注意的是,现有文献不关注政府基本医保对商业健康保险在医疗服务体系中功能的影响,而培育和发挥商业健康保险对医疗服务的精细化管理功能是美国、德国、瑞士等 OECD 国家长期以来医药卫生体制改革政策的重要着力点,也已经为我国“大病保险”政策所采纳。

本文的贡献在于,通过分析政府基本医保对商业健康保险在医疗服务体系中功能的影响,从供给端解释中国商业健康保险产品结构成因,进而对“中国健康保险发展之谜”提出以下解释:政府基本医保对商业健康保险“促进效应”体现在储蓄型险种上,而现行统计制度没有剔除和健康保险一起捆绑销售的储蓄型险种保费。

二、理论框架与研究假设

传统上,健康保险业与医疗服务体系处于相互分离的状态。20世纪70年代以后,美国、德国和瑞士等国家为了控制医药费用膨胀,先后立法鼓励健康保险业参与管理型医疗,经过几十年的发展,这些国家的健康保险业明显增强了对医院(医生)和药厂的谈判能力,发挥了对医疗服务的精细化管理功能,与医疗服务体系的融合日益深入(富兰德等, 2011; 阎建军, 2013b)。

鉴于健康保险业在医疗服务体系中的功能是其重要发展指标,本文将探讨政府基本医保制度能否促进我国保险业在医疗服务体系中的功能培育和发挥,上述功能能否培育和发挥为解释中国

健康保险业发展问题提供了新视角。

(一)政府基本医保制度环境下,我国保险业在医疗服务体系中的功能缺失

下面,我们将探讨在医疗服务体系中发挥精细化管理功能需要的条件,并解释我国健康保险业在医疗服务体系中功能缺失的原因。

1. 在医疗服务体系中发挥精细化管理功能需要的条件

健康保险业在医疗服务体系中发挥精细化管理功能的前提是:医院愿意签订管理型医疗合同。假设医院是自主签约的理性经济人,以下推导医院愿意签订管理型医疗合同的条件。

在美国、德国和中国等医疗服务市场,保险公司和医院的谈判通常采用单独谈判模式或者集体谈判模式,为了简化问题,这里只考虑集体谈判模式。

只有当接受管理型医疗合同增加的收入大于相应增加的成本时,医院方面才有激励选择管理型医疗合同。

$$\text{接受管理型医疗合同增加的收入: } E \cdot r_i \tag{1}$$

式(1)中 E 代表当地医药费总额, r_i 是保险业赔付在当地医药费总额中占比。

$$\text{接受管理型医疗合同增加的成本: } E \cdot r_i \cdot n + E \cdot w \tag{2}$$

式(2)中 E 和 r_i 的含义同上。把医院行业接受管理型医疗合同增加的成本分为两部分。第一, n 是当地医院行业遵循管理型医疗合同的要求时预计发生的平均营业成本率,是正常的营业开支。第二,因为接受管理型医疗合同之后,保险公司将按照合同对医院的过度医疗服务、过度用药和过度检查等进行管控,预计将给医院带来医疗服务、药品和检查费用等损失。这里,用 w 表示接受管理型医疗合同带来的医药费用损失占医院收入的比例,也就是被压缩掉的不合理医药费用比例。保险业推行管理型医疗将产生“溢出效应”,政府基本医保运营部门也会参照医院与保险业签订的管理型医疗合同对医疗行为提出要求,医院的医药费用损失应当是 $E \cdot w$,这里的 E 包括了政府基本医保赔付支出和保险业的赔付支出。另外,为了简化讨论,不妨假设患者对于医药费用的自付比例为零。

医院接受管理型医疗合同,要求由此增加的收入不低于增加的成本,也就是:

$$E \cdot r_i \geq E \cdot r_i \cdot n + E \cdot w \tag{3}$$

$$E \cdot r_i \cdot (1 - n) \geq E \cdot w \tag{4}$$

$$r_i \geq w / (1 - n) \tag{5}$$

$$r_i > w \tag{6}$$

医院方面有激励选择管理型医疗合同的条件是:保险业赔付在当地医药费总额中占比 r_i ,应当大于当地医院行业接受管理型医疗合同带来的医药费用损失占当地医药费的比例 w 。

由上述谈判模型进一步推导,保险业赔付在当地医药费总额中占比越高,医院方面越有动力选择管理型医疗合同。美国、德国、瑞士等国家健康保险业的实践印证了上述谈判力模型的解释力,在这些国家,健康保险业有能力激励医院选择管理型医疗合同,与之相对应的是,健康保险业承担了基本医保和补充医保二项赔付责任,是本国医药费的最大支付方。

2. 我国保险业在医疗服务体系中的功能缺失

在2009年《中共中央 国务院关于深化医药卫生体制改革的意见》中,明确提出要加快建立和完善以基本医疗保障为主体,其他多种形式的医疗保险和商业健康保险为补充,覆盖城乡居民的多层次医疗保险体系。

我国基本医保由政府运营,保险业承接补充医保运营。在此格局下,商业健康保险赔付支出在卫生总费用中占比微不足道,保险业对于医院的利益缺乏影响力。从2005-2013年,健康保险赔付支出在全国卫生总费用中占比一直在1.2%左右徘徊(见图1)。这意味着平均意义上,在100元医

院收入来源中,保险业健康保险赔付至多是1.2元左右。如果把健康保险赔付中包括的终生寿险赔付和返还型的储金等与医疗赔付无关事项扣除,健康保险赔付支出在医院收入中的占比应当更低。

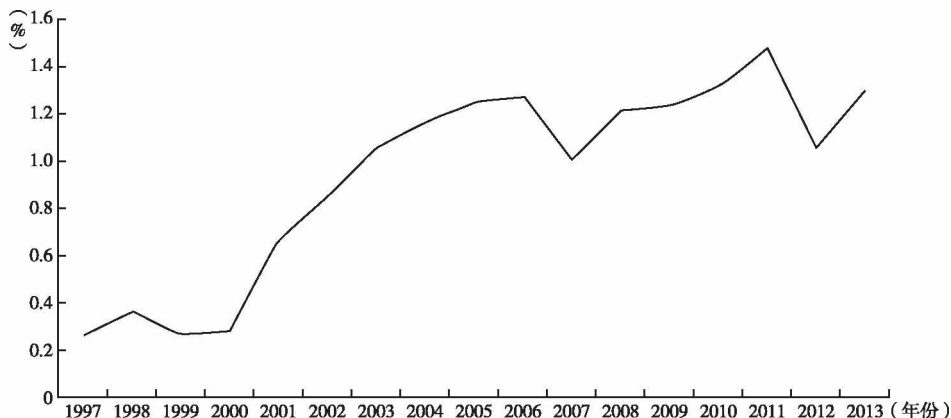


图1 我国商业健康保险赔付支出占卫生总费用的比重

资料来源:中国保险监督管理委员会网站统计数据专栏,《中国统计年鉴2014》。

从实际情况看,我国保险业赔付在当地医药费总额中占比约为1.2%,而占市场绝大多数份额的大型三甲医院可压缩的不合理医药费用比例远不止此数(朱恒鹏,2010,2011)。这导致医院接受管理型医疗合同增加的收入小于相应增加的成本(或者利益损失)。不难理解,处于市场主导地位的大型三甲医院缺乏动力签订管理型医疗合同。

在医院拒签管理型医疗合同的情况下,在现实中,保险公司和医院的谈判选择有两方面:一是不合作,也就是保险公司放弃医疗保险业务,只发展重大疾病保险,后者只需按合同约定的金额赔付即可,与投保人实际发生医药费用无关;而医疗保险虽然有封顶线,但赔付金额的依据是医药费用实际发生金额。二是医疗保险业务采用简单协议方式与医院合作,不进行医疗服务价格谈判,不商谈药品目录和诊疗服务目录,也不在患者结算时直接向医院支付,而是按月与医院结清。由于简单协议方式不能控制不合理医药费用赔付支出,保险公司会主动限制医疗保险业务发展。在采用简单协议方式合作时,医院增加的收入与接受管理型医疗合同时相同,却不会因为接受管理型医疗合同而带来损失。

(二)在医疗服务体系中的功能缺失,导致我国健康保险业偏重发展储蓄型产品

由于不具备对医疗服务实施精细化管理功能,我国保险公司在供给端的业务选择是重点发展长期健康保险,在健康保险保费收入构成中,长期健康保险占据60%以上份额(见表1)。

表1 我国商业健康保险保费(单位:亿元)

年份	短期健康保险	长期健康保险	长期健康保险占比
2014年	595.46	991.72	62.48%
2016年	1013.9	3028.6	67.40%

资料来源:中国保险行业协会(2017),2015年数据空缺。

我国长期健康保险主要是重大疾病保险,还有少量的长期护理保险,二者都采用定额保险方式,一旦保险合同约定的疾病发生,就按照约定的数额给付保险金,而无论投保人实际的医药费用

高低,这也导致保险公司没有动力去管控不合理的医药费用。

可以把长期健康保险产品的利润来源分为三部分:一是对医院进行管控,降低不合理医药费用带来的赔付成本降低;二是设法降低管理成本和销售成本;三是投资收益。由于对医院缺乏管控,保险公司很难降低赔付率;另外,正常的管理成本和销售成本也难以降低,所以保险公司更看重投资收益,着重在长期健康保险中嵌入储蓄成分。

长期健康保险中嵌入储蓄成分体现为两方面,一是嵌入身故保险金,一般是嵌入终身寿险;二是满期还本,在长期保障计划中规定,合同约定保险期满时仍生存且无保险事故,返还累计已交保费的100%以上。

下面分别对我国健康保险市场上两类主流的长期健康保险产品中的身故责任占比、满期还本责任占比进行计算,来说明我国长期健康保险偏重嵌入储蓄成分。

第一,仅带身故责任重疾险中的身故责任占比

中国保监会颁布的中国人身保险业重大疾病经验发生率表 CI3 和 CI4(2006-2010)涵盖重大疾病种类分别为6种和25种,现阶段市面上销售的商业重大疾病保险产品均在25种重大疾病基础上扩展且普遍带有身故给付责任。根据中国精算师协会经验分析办公室对2006-2010年间84.9万件理赔案件的分析^①,男女重大疾病保险产品赔案中人身保险业重大疾病发生率表25种重大病理赔件数占比分别为93.1%和94.2%,因此基于中国保监会颁布的人身保险业重大疾病发生率表25种重疾对商业重大疾病保险的分析有适用性。

根据中国人身保险业重大疾病经验发生率表 CI3-CI4(2006-2010),假定重大疾病保险金和身故保险金相等的情况下,在商业重大疾病保险主要投保年龄(31岁-50岁)范围内^②,男性各保单年度身故责任占比在30%-70%左右,女性各保单年度身故责任占比在35%-64%左右(详见附表及其计算说明)。对于上述身故责任,一般在长期健康保险产品中被设计为终身寿险,只不过是和重疾险捆绑在一起销售,而终身寿险属于储蓄型险种。

第二,对于带身故责任的返还型重疾险,各类责任占比

参考市场上常见的重疾保障产品^③,重大疾病发生率 q_x^{CI} 及疾病身故占比 k_x 使用100%人身保险业25种重大疾病经验发生率表 CI3-CI4 数据,死亡率 q_x^D 使用100%人身保险业死亡发生率表非年金表 CL1-CL2 数据。根据如下公式计算了30岁男性交费期10年,保险期间20年,保险金额20万元模型中的毛保费及身故、重大疾病和满期责任占比:

$$GP_x = \frac{SA \times \sum_{k=1}^{BP} p_x \times (q_{x+k-1}^{CI} + (1 - k_{x+k-1}) \times q_{x+k-1}^D) \times v^{k-1/2}}{\sum_{k=1}^{PPP} (1 - e_k) \times {}_{k-1}p_x \times v^{k-1} - 120\% \times PPP \times {}_{BP}p_x \times v^{BP}}$$

$$Ratio_x^D = \frac{SA \times \sum_{k=1}^{BP} p_x \times (1 - k_{x+k-1}) \times q_{x+k-1}^D \times v^{\frac{k-1}{2}}}{GP_x \times \sum_{k=1}^{PPP} (1 - e_k) \times {}_{k-1}p_x \times v^{k-1}}$$

① 中国精算师协会,《中国人身保险业重大疾病经验发生率表(2006-2010)编制报告》, <http://www.e-caa.org.cn/dataUpload/empirical>。

② 结合产品销售年龄段和核保规则,60岁以后基本上没有资格购买大多数重疾产品。

③ 例如瑞泰人寿的“健康之选”返还型重大疾病保障计划,保障期内如无理赔,即可获得满期保险金;满期保险金为投保人所交纳的本合同以及附加合同保险费之和的120%。因意外不幸身故,给付身故保险金。罹患保险责任范围内的大病,给付重大疾病保险金。

$$Ratio_x^{CI} = \frac{SA \times \sum_{k=1}^{BP} {}_{k-1}p_x \times q_{x+k-1}^{CI} \times v^{\frac{k-1}{2}}}{GP_x \times \sum_{k=1}^{PPP} (1 - e_k) \times {}_{k-1}p_x \times v^{k-1}}$$

$$Ratio_x^M = 1 - Ratio_x^D - Ratio_x^{CI}$$

其中:

G_x : x 周岁被保险人基本保险金额 SA 对应的毛保费

e_k : 第 k 保单年度的附加费用率

x : 投保年龄

k : 第 k 保单年度

PPP: 交费期间

BP: 保险期间

v : $(1 + i)^{-1}$

q_x^D : x 周岁死亡发生率

k_x : x 周岁因重疾死亡的比例

q_x^{CI} : x 周岁重大疾病发病率

p_x : x 周岁继续率 $p_x = 1 - q_x^D - q_x^{CI} + k_x \times q_x^D$

q_x^{CI}, k_x : 中国人寿保险业重大疾病经验发生率表 CI3 和 CI4 (2006-2010) 的数据

计算结果显示年交毛保费为 11795.76 元,身故责任、重大疾病责任和满期还本责任占比分别为:6%、9.5% 和 84.5%。

值得注意的是,健康保险是指保险公司通过疾病保险或者医疗保险等方式对因健康原因导致的损失给付保险金的保险(中国保监会,2006;财团法人保险事业发展中心,2006)。显然,我国长期健康保险主流产品中,无论嵌入的是终身寿险还是返还型的储蓄,皆属于储蓄型险种,虽然和重大疾病保险捆绑在同一份合约中,却并非健康保险。问题是,在我国健康保险保费统计制度中,并未将之从健康保险统计中剔除,导致健康保险保费收入虚增。

综上所述,在医疗服务体系中的功能缺失,导致我国健康保险业以长期健康保险为主。而长期健康保险嵌入了储蓄成分,储蓄型保费在其总保费当中的占比较高。显然,长期健康保险存在功能错位。

(三)理论假设

实证分析面临的问题是,在我国保费统计制度中,没有将长期健康保险产品中嵌入的终身寿险或返还型储蓄从统计项中剔除。现有文献(朱铭来和贵哲暄,2014;王向楠,2011)不加处理,直接采用健康保险总保费的时间序列数据,实证分析的结论难免失真。

按照监管规定,财产险行业只可以经营短期健康保险产品,产品中不能嵌入长期储蓄功能,根据前述分析,在医院拒签管理型医疗合同的情况下,财产险公司将对纯保障型的医疗保险业务有所限制。人身险行业可以经营所有类型的健康保险产品,在医院拒签管理型医疗合同的情况下,人身险公司倾向于发展偏重储蓄型成分的长期健康保险产品。

政府基本医保制度格局下,保险业无法激励医院选择管理型医疗合同。据此,我们提出以下两个理论假设。

理论假设一:政府基本医保抑制、至少不促进财产险公司健康保险业务发展。

理论假设二:政府基本医保促进、至少不抑制人身险公司健康保险业务发展。

在现行统计制度下,财产险公司健康保险保费、人身险公司健康保险保费都分类列出,我们可以对上述理论假设进行实证检验。

三、实证分析

(一)变量和数据

我们采用面板数据处理方法。因变量为各地区的健康保险发展程度,采用健康保险密度度量,记为 *HealIns*。健康保险密度即“商业健康保险保费”除以“年常住人口数”。为了区分两种性质的商业健康保险,我们还引入了人均财产险公司的商业健康保险保费和人均人身险公司的商业健康保险保费作为因变量,分别记为 *HealIns_PL* 和 *HealIns_Life*。

关注的自变量为基本医疗保险的发展情况。中国的基本医疗保险制度包括了城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险、新型农村合作医疗,我们使用一个地区“三项基本医保基金的缴费之和”除以“常住人口数”度量该地区的基本医疗保险发展程度,记为 *SocMed*。

根据已有文献,控制了以下一些变量:(1)收入水平。现有文献认为健康保险发展的收入弹性通常为正,但对收入弹性大小的估计差别较大。我们采用人均 GDP 度量收入水平,记为 *gdp*。(2)人口结构。中年人的家庭负担较重,是参与基本医疗保险和商业健康保险的支柱力量;有些健康保险产品具有现金价值进而可以做为一种资产,而不同年龄的资产结构存在差别(Eckel and Grossman,2002;Ameriks and Zeldes,2004)。我们采用人口负担系数度量人口结构,它等于“14岁及以下人口数+65岁及以上人口数”除以“15~64岁人口数”,记为 *PopuDep*。(3)性别结构。男性和女性的医疗行为以及风险和保险意识存在差异,所以我们控制了性别比,即每百名女性人口对应的男性人口数,记为 *MaleRatio*。(4)市场结构。我们采用一个地区保险市场的赫芬达尔-赫希曼指数(*HHI*)衡量健康保险市场的竞争程度。*HHI*的取值范围为0~1,取值越小表明市场竞争程度越高。由于健康保险保费占整体保险市场保费的比重较低(2001-2014年平均为5%以下),所以该变量外生性很强。

本小节利用我国大陆地区省、自治区和直辖市的面板数据。各地区的健康保险保费、总保费和各家公司的健康保险保费的数据收集自各省级单位的保监局网站。财产险公司和人身险公司的健康保险保费数据收集自各省级单位的财产险市场和人身险市场的分别的业务统计,载于《中国保险年鉴》(地方版)。新型农村合作医疗缴费的数据来自国家卫生和计划生育委员会。其他经济、社会、人口方面的数据收集自国家统计局网站。由于财产险公司健康保险保费自2004年才开始披露,所以本文关于健康保险保费、财产险公司健康保险保费的回归所采用的数据期间为2004-2014年。对于人身险公司的健康保险保费所采用的数据期间为2002-2014年,之所以从2002年开始是由于我们只能获得2002年起的各省区市基本医疗保障缴费的数据。另外,我国从2004年开始将新型农村合作医疗和城镇居民医疗保险在全国推广,包括城镇职工医保在内的三项基本医保参保人数在2013年达到顶峰,参保人数在2014年之后基本稳定(见图2),研究以医疗保障扩面为特征的基本医保发展对商业健康保险的影响,数据期间截止于2014年是合适的。

各变量的描述统计量请见表2。在下文的回归中,为了剔除物价变动的影响,我们对货币计量的变量 *HealIns*、*SocMed* 和 *gdp* 分别根据消费价格指数或 GDP 平减指数统一折算到2014年的价格水平;为了更加符合正态性和同方差假设,以及解释两个变量之间关系为弹性关系,我们这三个变量进一步取了自然对数,分别表示为 $\ln HeaIns$ 、 $\ln SocMed$ 、 $\ln gdp$ 。

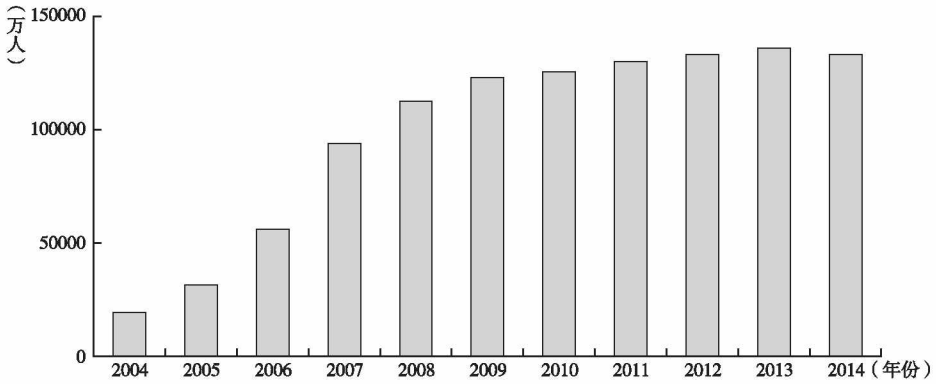


图2 中国基本医疗保险参保人数

数据来源:《中国统计年鉴 2016》。

表2 描述统计量

	单位	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>HealIns</i>	元	330	58.13	76.88	3.15	34.31	663.17
<i>HealIns_PL</i>	元	330	4.43	6.15	0.02	2.13	39.28
<i>HealIns_Life</i>	元	390	48.35	69.73	1.24	26.99	636.08
<i>SocMed</i>	元	391	426.22	469.44	9.74	288.46	3389.96
<i>gdp</i>	元	391	28033.65	20014.22	3240.63	22840.19	103671.26
<i>PopuDep</i>	比值	391	36.96	6.96	19.27	37.43	57.58
<i>MaleRatio</i>	女性=100	391	103.99	3.53	92.25	103.84	118.62
<i>HHI</i>	0-1	390	0.28	0.13	0.06	0.25	0.89

注：*HealIns* 是人均商业健康保险保费，*HealIns_PL* 是人均财产/责任保险公司的商业健康保险保费，*HealIns_Life* 是人均人身保险公司的商业健康保险保费，*SocMed* 是人均社会医疗保障制度的缴费，*gdp* 是人均 GDP，*PopuDep* 是人口负担系数，*MaleRatio* 是性别比，*HHI* 是保险市场的赫芬达尔—赫希曼指数。

(二) 计量模型

本文的计量模型为：

$$\ln \text{HealIns}_{it} = \alpha + \rho \ln \text{HealIns}_{it-1} + \beta \ln \text{SocMed}_{it} + Z'_{it} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， i 代表不同的省市， t 代表各个年度， Z 代表控制变量集合。 α 、 ρ 、 β 和 γ 是模型的待估系数。 μ_i 是个体效应， ε_{it} 是随机扰动项。我们将健康保险密度的上一期值 ($\ln \text{HealIns}_{it-1}$) 作为一个自变量，即采用动态面板计量模型，这主要是考虑到保险产品缴费方式的特殊性。即健康保险产品的缴费方式以分期缴纳为主，且退保或保单失效的成本很大，所以保费支出具有一定的粘性。此外，使用动态面板模型的好处还在于，本文采用地区层面的宏观数据，自变量与因变量可能存在相互影响，这种联立性可以通过动态面板计量方法缓解。

由于因变量的滞后项包含个体固定效应 (μ)，所以采用混合样本普通最小二乘 (OLS) 估计和固定效应 (FE) 估计都是有偏和不一致的。对式 (7) 进行差分变换得到式 (8)，由于变换后方程中的 $\ln \text{HealIns}_{it-1}$ 包含 ε_{it-1} ，仍然存在内生性问题。对此，我们采用 Arellano and Bond (1991) 的差分广义矩 (GMM) 估计，利用矩条件： $E(\ln \text{HealIns}_{it-2} \Delta \varepsilon_{it}) = 0$ ，其中， $\ln \text{HealIns}_{it-2} = (\ln \text{HealIns}_{it-1}, \ln \text{HealIns}_{it-2}, \dots, \ln \text{HealIns}_{it-2})'$ 。

$$\Delta \ln \text{HealIns}_{it} = \rho \Delta \ln \text{HealIns}_{it-1} + \beta \Delta \ln \text{SocMed}_{it} + \Delta Z'_{it} \gamma + \Delta \varepsilon_{it} \quad (8)$$

为了区分基本医疗保障制度对两种性质的商业健康保险的影响,我们还将 $\ln \text{HealIns}_{PL}$ 和 $\ln \text{HealIns}_{Life}$ 作为因变量,代替(7)式和(8)式的回归。

(三) 计量结果分析

表3报告了计量结果。第(1)–(5)列的因变量是人均健康保险总保费。第(1)(2)列采用静态设定, $\ln \text{SocMed}$ 的系数估计值均为正向显著,说明基本医疗保险与商业健康保险的发展呈正相关。第(3)(4)(5)列采用动态设定,并分别采用了 Arellano and Bond(1991)的 GMM、OLS 和 FE 估计。三个模型的设定检验支持了 GMM 估计的合理性^①。根据第(3)列的估计得到:其他条件不变时,基本医疗保险基金缴费提高1%,则人均健康保险保费增加0.438%。现行统计制度没有将长期健康保险产品中嵌入的终身寿险或返还型储金从健康保险总保费统计项中剔除,上述结论可能失真。

表3 动态面板模型的估计结果

	<i>lnHealIns</i>					<i>lnHealIns_PL</i>	<i>lnHealIns_Life</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	FE	AB91	OLS	FE	AB91	AB91
因变量的 滞后项			0.1463*** (0.022)	0.6984*** (0.038)	0.0975 (0.0622)	0.3872*** (0.043)	0.1081*** (0.024)
<i>lnSocMed</i>	3.1694*** (0.346)	0.7786* (0.413)	0.3742* (0.205)	0.9619*** (0.306)	0.4186 (0.423)	0.9250 (0.826)	0.4686** (0.2380)
<i>lngdp</i>	0.8227*** (0.101)	1.1520*** (0.152)	0.7030*** (0.098)	0.2177*** (0.079)	0.8185*** (0.206)	0.5627** (0.234)	0.7027*** (0.108)
<i>PopuDep</i>	0.0043 (0.004)	-0.0045 (0.006)	0.0010 (0.003)	-0.0013 (0.003)	0.0004 (0.007)	-0.0025 (0.005)	-0.0032 (0.005)
<i>MaleRatio</i>	-0.0022 (0.0069)	-0.0146*** (0.0068)	-0.0022 (0.0019)	0.0028 (0.0048)	-0.0022 (0.006)	-0.0166*** (0.005)	-0.0008 (0.002)
<i>HHI</i>	0.0380 (0.258)	0.2124 (0.220)	0.0986 (0.384)	0.2601 (0.185)	0.5882 (0.392)	-3.2130*** (1.0755)	0.3921 (0.290)
<i>lnSocMed</i> 的积累效应			0.4383* [0.167]				0.5255*** [0.167]
Hansen J 检验			[0.67]			[0.214]	0.813
AR(2) 检验			[0.21]			[0.214]	0.847
观察值数	330	330	267	298	298	627	324

注:四个回归均控制了年度固定效应。“AB91”(Arellano and Bond,1991)的估计中,选择因变量的不超过三阶的滞后项作为差分方程的工具变量。 $\ln \text{SocMed}$ 的积累效应为“ $\beta/(1-\rho)$ ”,其显著性通过对因变量滞后项系数的非线性检验得到。***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。“Hansen J 检验”同于判断 AB91 估计的过度识别约束是否有效,原假设为“有效”,“AR(2) 检验”用于判断原估计方程的干扰项是否存在序列相关,原假设为“不存在”,这两个检验的[]内为拒绝该检验原假设的 P 值。

① Hansen J 检验显示不能拒绝“工具变量是有效的”原假设;AR(2)不显著异于0,支持了(7)式中 ε_{it} 无序列相关的假定;因变量的滞后项在 GMM 中的估计值大于在 OLS 中的估计值,小于在 FE 中的估计值,这与动态设定成立时的所得的预测一致。

由于财产险公司和人身险公司的健康保险产品有不同的特点,所以我们在第(6)(7)列分别将人均财产险公司和人均人身险公司的健康保险保费作为因变量,并采用了 Arellano and Bond (1991)的 GMM^① 估计。基本医疗保险基金缴费对于财产险公司的健康保险保费没有显著影响,对人身险公司的健康保险保费有显著的正向影响。其他条件不变时,基本医疗保险基金缴费提高1%,则人均人身险公司的健康保险保费增加0.469%。上述分析结果分别验证了理论假设一和理论假设二。

在第(6)(7)列的控制变量上, $\ln gdp$ 对 $\ln HealIns_PL$ 的系数估计值(0.5627)小于对 $\ln HealIns_Life$ 的系数估计值(0.7027),反映出财产险公司的健康保险产品比人身险公司的健康保险产品更有必需品的性质。 $MaleRatio$ 对 $\ln HealIns_PL$ 有显著的负向影响,而对 $\ln HealIns_Life$ 没有显著影响,说明女性比男性对财产险公司的健康保险有显著更强的需求,而男性和女性对于人身险公司的健康保险的需求没有显著差异。 HHI 对 $\ln HealIns_PL$ 有显著的负向影响,而对 $\ln HealIns_Life$ 没有显著影响,说明了市场竞争会促进财产险公司健康保险产品的发展,保障型产品的设计和营销难度比储蓄性产品大,更需要市场竞争来推动各项创新。

四、结 论

关于政府基本医保对于商业健康保险的影响,本文提供了两个线索:第一,现有文献都是分析政府基本医保在需求端对于商业健康保险的影响,本文把这种影响扩展到供给端;第二,推导商业健康保险在医疗服务体系中发挥精细化管理功能需要的条件,揭示了政府基本医保在供给端对于商业健康保险发生影响的原因,进而解释了“中国健康保险发展之谜”。

本文关于政府基本医保对于商业健康保险影响的研究,对发展中国健康保险业和认清大病保险制度问题有以下借鉴意义。

商业健康保险发展问题的症结是在医疗服务体系中的功能缺位,解决问题需要政府退出基本医保运营。我国陆续出台政策鼓励健康保险业发展,甚至出台了税收优惠政策,但是没有触及基本医疗保险制度改革。或许可以借鉴德国、美国和瑞士的基本医保公私合作制改革经验,“政府搭台,民间唱戏”:一是政府搭建强制保险平台,实现基本医疗保障全覆盖;二是引入市场机制,基本医保运营由健康保险业或者民间社团组织承担。

深化对我国大病保险制度问题的认识。在我国医疗保障体系中,大病保险属于城乡居民补充医疗保险,其筹资来源于基本医疗保险基金。创新之处在于,政府通过招投标方式向符合经营资质的保险公司购买大病保险,由保险公司运营大病保险项目,旨在发挥保险业在医疗服务体系中的功能,加强对相关医疗服务和医疗费用的监控。但是,大病保险制度赋予了保险业无法完成的使命,在政府基本医保主导医疗保障体系的格局下,保险业在医疗服务体系中发挥功能的条件尚不具备,大病保险制度难以实现政策目标。

参考文献

- 财团法人保险事业发展中心(2006):《保险英汉词典》。
富兰德、古德曼、斯坦诺(2011):《卫生经济学(第6版)》,中国人民大学出版社。
欧伯恩德(2007):《卫生经济学与卫生政策》(中译本),山西经济出版社。
王向楠(2011):《社会医疗保险、市场结构与我国商业健康保险发展》,《保险研究》,第7期。
阎建军(2013a):《国际基本医疗保障制度改革趋同:对“第三条道路”的解析》,《金融评论》,第3期。

① 类似于对(3)列的相关检验,对(6)列和(7)列的相关检验也支持采用 GMM 估计。

阎建军(2013b):《强制私营健康保险:双目标逻辑》,社会科学文献出版社。

中国保监会(2006):《健康保险管理办法(中国保险监督管理委员会令2006年第8号)》,二〇〇六年八月七日发布,http://www.circ.gov.cn。

中国保险行业协会(2017):《2016年中国健康保险发展年报》,中国金融出版社。

朱恒鹏(2010):《还医生以体面:医疗服务走向市场定价》,《财贸经济》,第3期。

朱恒鹏(2011):《管制的内生性及其后果:以医药价格管制为例》,《世界经济》,第7期。

朱铭来、贵哲暄(2014):《卫生融资体系中基本医保与商业健康保险的关系——基于2003-2012年我国城镇地区的省级面板数据研究》,《保险研究》,第6期。

Ameriks, J. and S. Zeldes(2004): "How Do Household Portfolio Shares Vary with Age", *Columbia University Working Paper*.

Arellano, M. and S. Bond(1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Brown, J., N. Coe and A. Finkelstein(2007): "Medicaid Crowd-out of Private Long-term Care Insurance Demand: Evidence from the Health and Retirement Survey", *Tax Policy and the Economy*, 21, 1-34.

Cannon, M. (2007): "Sinking SCHIP: A First Step Toward Stopping the Growth of Government Health Programs", <https://object.cato.org/sites/cato.org/files/pubs/pdf/bp99.pdf>.

Congressional Budget Office(2007): "The State Children's Health Insurance Program", <https://www.cbo.gov/publication/18638>.

Cutler, D. and J. Gruber(1996): "Does Public Insurance Crowd Out Private Insurance?", *Quarterly Journal of Economics*, 111, 391-430.

Eckel, C. and P. Grossman(2002): "Sex Differences and Statistical Stereotyping in Attitudes toward Financial Risk", *Evolution and Human Behavior*, 23, 281-295.

Ham, J. C. and L. Shore-Sheppard(2005): "The Effect of Medicaid Expansions for Low-income Children on Medicaid Participation and Private Insurance Coverage: Evidence from the Sipp", *Journal of Public Economics*, 89, 57-83.

Liu, G., X. Wu, C. Peng and A. Fu(2002): "Urbanization and Health Care in Rural China", *Contemporary Economic Policy*, 21, 11-24.

Sasso, A. and T. Buchmueller(2004): "The Effect of the State Children's Health Insurance Program on Health Insurance Coverage", *Journal of Health Economics*, 23, 1059-1082.

Sloan, F. and E. Norton(1997): "Adverse Selection, Bequests, Crowding Out, and Private Demand for Insurance: Evidence from the Long-term Care Insurance Market", *Journal of Risk and Uncertainty*, 15, 201-219.

附表 中国人身保险业重大疾病经验发生率表 CI3-CI4(2006-2010)

年龄	25 病种男表(CI3)		25 病种女表(CI4)	
	ix	kx	ix	kx
0	0.000595	2.60%	0.000815	2.60%
1	0.00053	11.01%	0.000651	19.70%
2	0.000469	14.18%	0.000533	21.07%
3	0.00042	15.63%	0.000448	22.53%
4	0.000393	16.42%	0.000377	24.10%
5	0.000378	17.03%	0.000332	25.77%
6	0.000359	17.87%	0.000304	27.20%
7	0.000344	18.98%	0.000286	28.80%
8	0.000331	19.76%	0.000289	30.02%
9	0.000319	20.64%	0.000301	31.32%
10	0.00031	21.48%	0.000322	32.32%
11	0.000303	22.21%	0.000346	32.97%
12	0.000301	22.82%	0.000369	33.22%
13	0.000302	23.30%	0.00039	33.07%

续表

年龄	25 病种男表 (CI3)		25 病种女表 (CI4)	
	ix	kx	ix	kx
14	0.000307	23.62%	0.000408	32.57%
15	0.000318	23.72%	0.000424	31.80%
16	0.000334	23.54%	0.000438	30.85%
17	0.000354	23.02%	0.000451	29.78%
18	0.000379	22.18%	0.000465	28.67%
19	0.000408	21.16%	0.00048	27.62%
20	0.000441	20.18%	0.000496	26.77%
21	0.000478	19.50%	0.000515	26.24%
22	0.000519	19.33%	0.000538	26.20%
23	0.000565	19.80%	0.000568	26.69%
24	0.000616	20.84%	0.000605	27.69%
25	0.00067	22.26%	0.000651	29.05%
26	0.000726	23.83%	0.000704	30.61%
27	0.000782	25.33%	0.000764	32.19%
28	0.000838	26.65%	0.000831	33.70%
29	0.000893	27.78%	0.000905	35.10%
30	0.000949	28.80%	0.000987	36.44%
31	0.001009	29.86%	0.001078	37.77%
32	0.001078	31.05%	0.001182	39.12%
33	0.001162	32.43%	0.001302	40.53%
34	0.001267	34.01%	0.001439	42.01%
35	0.001396	35.78%	0.001596	43.58%
36	0.00155	37.71%	0.00177	45.24%
37	0.001732	39.80%	0.001962	47.04%
38	0.001945	42.03%	0.002171	48.95%
39	0.00219	44.34%	0.002398	50.94%
40	0.002474	46.67%	0.002643	52.92%
41	0.0028	48.95%	0.002909	54.81%
42	0.003172	51.11%	0.003195	56.54%
43	0.003595	53.10%	0.003503	58.06%
44	0.00407	54.91%	0.003834	59.36%
45	0.0046	56.54%	0.004188	60.48%

续表

年龄	25 病种男表 (CI3)		25 病种女表 (CI4)	
	ix	kx	ix	kx
46	0.005183	58.01%	0.004564	61.47%
47	0.005817	59.34%	0.004933	62.40%
48	0.006502	60.57%	0.005288	63.28%
49	0.007235	61.69%	0.005636	64.13%
50	0.008018	62.70%	0.005986	64.92%
51	0.008854	63.64%	0.006348	65.63%
52	0.009753	64.54%	0.006731	66.28%
53	0.010719	65.42%	0.007143	66.84%
54	0.011752	66.25%	0.007592	67.31%
55	0.012842	66.98%	0.008081	67.64%
56	0.013971	67.55%	0.008616	67.84%
57	0.01512	67.95%	0.009197	67.90%
58	0.016274	68.16%	0.00983	67.83%
59	0.01743	68.22%	0.01052	67.61%
60	0.018591	68.16%	0.01128	67.24%
61	0.01977	68.06%	0.012127	66.72%
62	0.020984	67.97%	0.013086	66.08%
63	0.022254	67.95%	0.014186	65.33%
64	0.0236	67.97%	0.01546	64.52%
65	0.02529	68.02%	0.016933	63.70%
66	0.027409	68.04%	0.018181	62.94%
67	0.03002	68.01%	0.0197	62.30%
68	0.032422	67.90%	0.021419	61.82%
69	0.035071	67.66%	0.023306	61.45%
70	0.0385	67.25%	0.025119	61.09%
71	0.04148	66.67%	0.027204	60.70%
72	0.044662	65.92%	0.029458	60.25%
73	0.047245	65.03%	0.031386	59.76%
74	0.049972	64.06%	0.033501	59.24%
75	0.052903	63.05%	0.035859	58.71%
76	0.056087	62.01%	0.038512	58.16%
77	0.059566	60.99%	0.041472	57.58%

续表

年龄	25 病种男表 (CI3)		25 病种女表 (CI4)	
	ix	kx	ix	kx
78	0.062548	60.01%	0.043977	56.97%
79	0.065766	59.06%	0.046729	56.29%
80	0.06952	58.14%	0.04992	55.55%
81	0.073459	57.21%	0.053258	54.75%
82	0.077563	56.29%	0.056702	53.91%
83	0.081201	55.43%	0.059933	53.08%
84	0.085051	54.65%	0.063221	52.24%
85	0.089178	53.97%	0.066581	51.38%
86	0.093649	53.38%	0.070056	50.46%
87	0.098518	52.87%	0.073705	49.50%
88	0.103839	52.41%	0.0773	48.52%
89	0.109632	51.94%	0.081165	47.51%
90	0.115226	51.42%	0.084876	46.45%
91	0.121086	50.79%	0.088764	45.31%
92	0.127085	50.04%	0.092736	44.06%
93	0.133086	49.13%	0.096689	42.66%
94	0.138967	47.49%	0.100547	40.78%
95	0.144605	45.23%	0.104229	38.29%
96	0.149921	43.00%	0.107687	35.90%
97	0.155199	40.88%	0.111101	33.66%
98	0.159675	38.70%	0.11399	31.45%
99	0.164318	36.72%	0.116966	29.46%
100	0.169022	34.91%	0.11994	27.63%
101	0.173944	33.29%	0.123049	26.00%
102	0.17905	31.83%	0.125869	24.47%
103	0.184345	30.53%	0.128762	23.10%
104	0.189837	29.39%	0.131727	21.88%
105	0.1955	19.55%	0.1348	13.48%

注:ix 为重大疾病发生率,kx 为重疾导致身故比例,各保单年度身故责任占比(1 - kx)。

(责任编辑:周莉萍)

Why Does China's Government Basic Medical Insurance System Enhance the Development of Commercial Health Insurance?

YAN Jianjun

(Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100028, China)

Abstract: Some studies find that China's government basic medical insurance system has positive effects on the development of commercial health insurance, but the reason has remained a puzzle. This article explores the relationship between government basic medical insurance and commercial health insurance and proposes a hypothesis that the positive effect of government basic medical insurance on the development of commercial health insurance is only significant for life insurance. We also test the hypothesis with panel data of Chinese province.

Key Words: Government Basic Medical Insurance System; Commercial Health Insurance; Medical Management

JEL Classification: G22; I10; I11

Energy Biased Technical Progress and Energy Efficiency: An Empirical Analysis of 27 Subdivided Manufacturing Industries in China

LIAO Maolin REN Yufei ZHANG Xiaoxi

(Institute for Urban Development and Environmental Studies, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100028, China;

Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China;

Institute for Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100836, China)

Abstract: Technical progress is the key factor that impacts the energy efficiency, and the bias of which is crucial to the improvement of energy efficiency. This paper studies the development of the manufacturing industry and the use of energy from year 1995 to 2014. It builds a two-level CES function on the perspective of the bias of technical progress to estimate the elasticity of substitution between energy and non-energy factor from 27 subdivided industries of manufacturing based on panel data. It then uses a VAR model to examine the long-term relationships between technical progress of energy, energy price and energy efficiency. It also applies an ECM model to analyze the determinants of energy efficiency in high energy-consumption industries and other industries.