

医疗保险的全局效应：来自中国全民医保的证据

陈秋霖 傅虹桥 李玲*

内容提要 利用全国 90 家公立医院在 2004 年至 2011 年的运行数据，本文研究了我国实施全民医保的全局效应。由于在实施全民医保政策（2006 年）之前，各地区医疗保险覆盖率存在差异，因此不同地区受全民医保政策的影响程度不同。本文利用这一自然实验，采用双重差分模型（DID），比较了不同地区的公立医院的医院服务量、医疗费用以及资源供给在实施全民医保政策之后的变化趋势。本文发现：第一，实施全民医保提高了医疗服务的使用量；第二，全民医保大幅度增加了医疗总费用，特别是药品费用和检查费用；第三，全民医保刺激了医院床位数增加和固定资产投资。以上结果表明，医疗保险对患者行为和医疗服务供给方会同时产生影响。这一发现有助于理解我国医疗费用快速上涨的机制，对控制医疗费用过快增长具有政策启示意义。

关键词 全民医保 医疗费用 服务使用 医疗资源供给

一 引言

医疗保险如何影响医疗服务使用、医疗费用以及医疗资源分配，一直是卫生经济学和卫生政策关注的重点话题。从需求方的角度来看，由于医疗保险降低了医疗服务的边际价格，患者对医疗服务的需求会增加，从而导致医疗费用上涨（Cutler &

* 陈秋霖，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：chen_qi@cass.org.cn；傅虹桥，北京大学国家发展研究院，电子邮箱：fuhongqiao900824@126.com；李玲，北京大学国家发展研究院，电子邮箱：lingli@nsd.pku.edu.cn。作者感谢北京大学国家发展研究院雷晓燕副教授、上海财经大学高等研究院程令国副研究员以及北京大学国家发展研究院卫生经济学研讨会参加者的有益评论。感谢第十四届中国经济学年会参与者的宝贵建议。当然，文责自负。本文受到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（#16JJD790001）资助。

Zeckhauser, 2000)。从供给方的角度来看,由于医疗保险扩大了医疗市场的份额,医疗机构和医生通过技术创新或者诱导需求提供治疗服务和药物供给的动机增强 (Zweifel & Manning, 2000)。前者可能会导致需求层面的静态道德风险 (static ex-post moral hazard),后者则可能会导致供给层面的动态道德风险 (dynamic ex-post moral hazard)。

目前,大多数国内和国外文献主要研究医疗保险对需求方的影响 (Manning et al., 1987; Finkelstein & McKnight, 2008; Miller et al., 2013; Lu & Hsiao, 2003; Lei & Lin, 2009)。这类研究主要是利用患者数据或者入户调查数据,利用随机试验或者自然实验等方法,探究医疗保险对患者医疗服务使用以及医疗费用的短期影响 (静态影响)。其中,最具影响力的是兰德随机实验 (Manning et al., 1987)。该研究发现,虽然医疗保险会增加医疗服务利用,显著提高医疗总费用,然而医疗消费的价格弹性只有 0.2。这一结果表明,医疗保险扩张对医疗费用的增长贡献有限。但是,这类研究存在一定程度的局限性:由于普遍采用个人需求层面的数据,因此这类研究会忽略医疗保险的动态效应。

后续的研究发现,医疗保险对医疗技术使用、医疗资源供给以及医疗创新具有显著的长期影响 (Acemoglu et al., 2006; Finkelstein, 2007; Kondo & Shigeoka, 2013; Freedman et al., 2015),从而可能会对医疗费用增长产生长期的影响 (Newhouse, 1992)。例如, Finkelstein (2007) 利用 1965 年美国政府对 65 岁以上老年人建立社会医疗保险项目 (medicare) 这一政策作为外生冲击,研究了医疗保险扩张对医疗费用以及医疗市场的长期影响。研究发现,医疗保险扩张改变了对医疗服务方的激励,增强了医疗机构采用先进临床治疗技术的激励,同时刺激了医疗市场潜在进入者克服高昂的固定成本进入医疗市场。基于这一开创性的研究结果,研究认为,美国医疗保险扩张的效应至少能够解释 1965 - 1990 年期间美国医疗费用上涨的 1/3。

借鉴 Finkelstein (2007) 以及 Kondo & Shigeoka (2013) 的研究思路和方法,本文研究了中国医疗保险扩张对医院服务量、医疗费用以及资源供给的动态影响。本文利用了中国在 2006 年推广全民医疗保险 (全面推广新型农村医疗保险和建立城镇居民医疗保险) 这一政策作为外生冲击。由于在实施全民医保政策 (2006 年) 之前,各地区医疗保险覆盖率存在差异,因此不同地区受全民医保政策的影响程度也不同:2006 年以前医保覆盖率高的地区受到政策影响的程度相对较小;相反,2006 年以前医保覆盖率低的地区受到政策影响的程度相对较大。利用这一政策影响程度的差异,本文使用双重差分模型 (DID) 比较了不同地区公立医院的医院服务量、医疗费用以及资源供给

在实施全民医保政策之后的变化趋势。基于全国 90 家公立医院在 2004 年至 2011 年的运行数据，本文发现：第一，实施全民医保使得医疗服务的使用量（住院人次数）提高了约 10% ~ 20%；第二，全民医保大幅度增加了住院总费用，特别是检查费用和药品费用；第三，全民医保使得医院床位数和固定资产投资分别增加了 15% 和 30% 左右。以上结果表明，医疗保险不仅会导致患者的医疗服务需求增加，同时也会刺激医疗服务供给方（医院）增加医疗资源投资。并且，本文关于医疗服务使用和医疗费用的估计结果显著高于基于微观个人数据的静态估计结果。这表明，医疗保险对医疗供给方的动态影响是解释医疗费用快速上涨的重要因素。

相比之前的文献，本文具有以下两点贡献。第一，据作者所知，本文是国内首篇探讨医疗保险全局（动态）效应的文章。不同于以往文献仅仅利用入户调查数据研究医疗保险的局部静态效应（Yip & Hsiao, 2009; Wagstaff et al., 2009; Lei & Lin, 2009; Cheng et al., 2015; 白重恩等, 2012; 潘杰等, 2013），本文利用公立医院的数据探究了医疗保险对服务使用、医疗费用和医疗资源供给的长期影响。这一结果有助于我们加深对医疗保险作用机制的理解。第二，本文的发现有助于理解中国医疗费用快速上涨的机制，对优化医疗保险设计特别是改善医疗费用控制手段具有政策启示意义。

本文余下部分安排如下：第二部分介绍中国全民医保政策；第三部分介绍数据和实证方法；第四部分汇报主要回归结果；第五部分进行稳健性检验；第六部分进行总结并给出政策建议。

二 背景介绍

在计划经济时期，公费医疗、劳保医疗和农村合作医疗覆盖了中国 80% 以上的人口。改革开放以后，随着国有企业、集体企业以及人民公社制度开始改革或者解体，原有医疗保障制度所依赖的经济组织基础不复存在，中国医疗保险的覆盖率大幅度下降（傅虹桥, 2015）。至 1998 年，超过 40% 的城市人口以及超过 80% 的农村人口没有任何医疗保障，个人医疗卫生支出占医疗总费用的比例接近 60%（Yip & Hsiao, 2008）。“看病贵、看病难”问题日益突出，成为较为严重的社会问题（李玲等, 2008）。

为了解决“看病贵、看病难”的问题，本着多方筹资、农民自愿的原则，中国政府于 2003 年启动新型农村合作医疗保险（以下简称新农合）试点，致力于缓解农民医疗负担，维护农民的健康。但在 2003 - 2005 年期间，新农合试点进展相对缓慢，且筹

资水平相对较低。至2005年底，参加新农合人口数只占中国农村人口的24%，人均筹资水平只有42元^①。

2006年，根据《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》以及中共中央政治局第35次集体学习的精神，中国政府开始加快推广新型农村合作医疗保险并建立了城镇居民医疗保险制度（以下简称城居保）^②。城居保的参保对象主要是城市地区的儿童、老人以及没有正式工作的劳动力。城居保的筹资方式和运行机制与新农合类似，各级政府的补贴总和占总筹资额的40%以上。在此背景下，新农合和城居保的覆盖率和保障水平都不断提高。如图1所示，在2006-2011年期间，除了城镇职工医疗保险覆盖人口数稳步增加以外，新农合和城居保覆盖率都快速增加。至2011年底，城居保覆盖人口达到2.2亿，人均筹资水平超过300元；新农合县域覆盖比例从25%增加至99%以上，覆盖人口从1.79亿增加到8.32亿，人均筹资水平从42元增加到240元左右。至2011年，中国三大公共医疗保险的覆盖率达到95%以上，初步实现了全民医保。

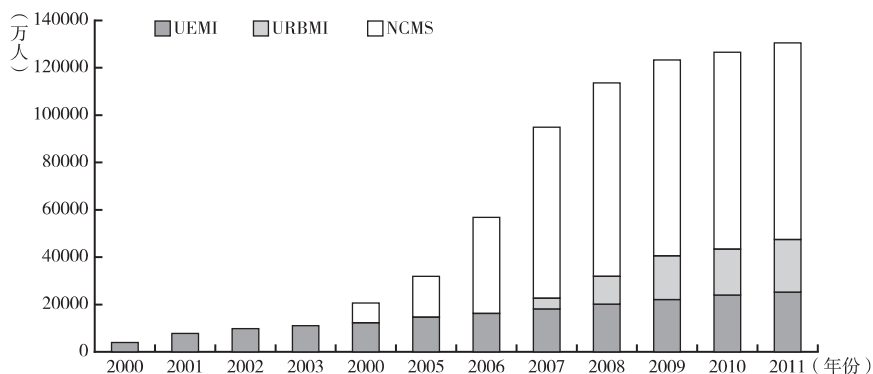


图1 2000-2011年中国各类医疗保险覆盖人口

注：UEMI是指城镇职工医疗保险，URBMI是指城镇居民医疗保险，NCMS是指新型农村合作医疗保险。

资料来源：根据《中国卫生统计年鉴》(2014)和《中国劳动统计年鉴》(2014)计算得到。

① 数据来源于《中国卫生统计年鉴》(2010)。

② 虽然国务院在2007年才正式下发文件建立城镇居民医疗保险制度，但是事实上有些地方已经于2006年就开始建立城镇居民医疗保险。关于城镇居民医疗保险的开始时间，可以参见Lin et al. (2009)。

最初，由于筹资水平有限，新农合和城居保是以大病统筹为主的医疗保险，主要报销住院服务，报销比例随着就医层级提高而降低：乡镇卫生院或者社区卫生服务中心的报销比例显著高于城市医院的报销比例，有些地区对参加新农合的农民到县域外医院就诊的医疗费用不予报销。后来，随着人均筹资水平的提高，新农合和城居保的报销范围逐步扩大至门诊服务。以新农合为例，至2008年65%的覆盖县建立了家庭门诊账户（例如，人均8元钱），有7%的覆盖县建立了门诊统筹账户（Cheng et al., 2015）。至2011年，超过85%的统筹地区开展了门诊统筹。

三 数据与实证方法

（一）数据来源

本文中，我们使用三类数据研究医疗保险扩张对医疗服务使用、医疗费用以及医疗资源供给的影响。第一类数据来自国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表。该统计报表记录了公立医院的资源情况（床位数、医生数和各种设备数量等）、医疗服务使用情况（门急诊人次数、住院人次数和床位利用率等）以及医院的财务情况（医院收支情况、医院次均门诊费用、次均住院费用、次均药品费用和药品收入占比等），是目前关于中国公立医院运行情况最为详尽的数据。本文选取2004–2011年全国90家公立医院的观测值作为分析对象。这90家公立医院的所在地区正好对应中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey, CHNS）的36个调查点。第二类数据是90家公立医院所在地区的社会经济数据，数据来自《中国县市统计年鉴》，指标包括地区人均生产总值、年末常住人口、农村人口数、职工人数、政府财政收入占财政支出比例、第一产业生产总值占比和第二产业生产总值占比等。第三类数据来自各地县志，各地县志提供了2005年各地区的城镇职工医疗保险以及新型农村合作医疗保险的实施情况。以上所用的财务数据和经济数据都通过居民消费价格指数（CPI）调整为2006年的物价水平。

（二）主要指标

本文关注医疗保险扩张对医疗服务使用、医疗费用以及医疗资源供给的影响。服务利用方面，本文的关键被解释变量包括“住院人次数”和“门急诊人次数”等指标。医疗费用方面，本文使用“住院次均费用”、“住院次均检查费”、“住院次均药品费”和“门诊次均费用”等指标。医疗资源供给方面，本文使用“床位数”、“职工人数”和“固定资产投资额”等指标。在不同年份中，这些指标在统计报表中的定义是相同的，能够较好反映医院的运行趋势。

正如前文提到,由于在实施全民医保政策(2006年)之前,各地医疗保险覆盖率存在差异,因此不同地区受全民医保政策的影响程度不同。本文正是利用这种差异来探究医疗保险扩张的长期影响。本文用90家公立医院所在地区在2006年的医疗保险覆盖率构建核心解释变量。利用县志中各地区2006年城镇职工医疗保险和新型农村合作医疗的覆盖率数据,我们可以利用式(1)计算出2006年该地区人口的医疗保险覆盖率(COVERAGE)。其中, $staff_{formal}$ 表示该地区正式职工人数, $coverage_{UEMI}$ 表示该地区城镇职工医疗保险的覆盖率, $coverage_{NCMS}$ 表示该地区新农合的覆盖率, $ruralpop$ 表示农村人口数, $totalpop$ 表示总人口数。

$$COVERAGE = \frac{staff_{formal} \times coverage_{UEMI} + coverage_{NCMS} \times ruralpop}{totalpop} \quad (1)$$

在计算出2006年各地区的医疗保险覆盖率的基础上,本文利用式(2)计算全民医保政策的影响程度(Impact)。Impact越大,表示该地区受到全民医保政策的影响就越大。由于2011年几乎所有的地区实现了全民医保,2006年以前医保覆盖率高的地区受到全民医保政策的影响程度相对较小。相反,2006年以前医保覆盖率低的地区受到全民医保政策的影响程度相对较大。

$$Impact = 1 - COVERAGE \quad (2)$$

此外,本文还使用各地区人均生产总值、年末常住人口、农村人口数、职工人数、政府财政收入占财政支出比例、第一产业生产总值占比和第二产业生产总值占比等指标作为控制变量,用于控制市场环境以及经济发展的趋势。

(三) 描述性统计

表1报告了本文所用变量的描述性统计,共包括三个不同的样本。第一部分是全样本的描述性统计;第二部分是2006年医疗保险覆盖率低的地区样本的描述性统计(Impact高);第三部分则是2006年医疗保险覆盖率高的地区样本的描述性统计(Impact低)。全样本共有36个地区的90家医院,包括60家县级综合医院和30家中医院,共有708个观测值。以地域分布来看,样本区涉及广西、贵州、河南、黑龙江、湖南、湖北、江苏、山东和辽宁九个省份,能够较好体现中国地区的差异性。以年份分布来看,除了部分指标存在少量缺失以外,大部分指标都可以形成平衡面板。

从表1我们可以发现,2006年医疗保险覆盖率高的地区的医疗费用和医疗资源都显著高于医疗保险覆盖率低的地区,2006年医疗保险覆盖率高的地区的经济发展水平也普遍显著高于医疗保险覆盖率低的地区。这一现象容易理解:医疗保险覆盖率高的地区往往是正式就业人数较多的地区,这些地区的经济发展水平相对较高,因此这些

表 1 描述性统计

变量	全样本			2006 年医疗保险覆盖率低的地区样本			2006 年医疗保险覆盖率高的地区样本		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
住院人次	708	9942	9088	54	6797	6186	36	8198	6964
门急诊人次	706	140781	113955	54	115740	86472	36	128438	105961
床位数(张)	707	273.70	225.20	54	204	137.90	36	265.90	208.70
职工数(人)	709	366.50	249.80	54	308.40	213	36	372	228
住院次均费用(元)	697	2850	1342	54	2013	673.10	36	2939	1330
住院次均检查费	681	470.50	311.80	52	352.50	255.20	35	507.70	285.50
住院次均药费	697	1192	665.30	54	821.90	365.40	36	1366	806.20
住院次均床位使用费	708	114.90	72.16	54	95.53	55.11	36	139.70	81.48
门诊次均费用(元)	697	106.60	56.23	54	77.48	41.58	36	100.40	45.59
年末人口数量(万)	708	73.42	31.31	54	68.85	30.90	36	79.20	30.91
农村人口数量(万)	708	56.97	26.03	54	55.90	26.41	36	60.38	25.84
地区人均生产总值(万)	708	1.685	1.33	54	0.974	0.511	36	1.785	1.235
财政收入占财政支出比例(%)	708	0.415	0.214	54	0.367	0.162	36	0.529	0.241
第二产业比例(%)	708	0.476	0.14	54	0.427	0.136	36	0.483	0.135
正式职工人数(人)	708	43316	32403	54	33726	15118	36	53851	41432

注：“住院人次”、“门急诊人次”、“住院次均费用”、“住院次均检查费”、“住院次均药品费”、“门诊次均费用”和“床位费”等指标的数据来自国家统计局年度财务统计报表，其他指标的数据来自《中国县市统计年鉴》。

资料来源：根据国家统计局年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

地区的医疗资源和医疗费用也相对较高。值得一提的是,医疗费用和经济发展水平方面的事前差异并不妨碍我们利用医疗保险覆盖率的差异,来研究医疗保险扩张对医疗市场的影响。只要高覆盖地区和低覆盖地区不存在时间趋势的异质性,这种差异并不影响最终分析结果的可信度^①。如果我们发现在2006年实施全民医保以后,原来医疗保险覆盖率较低地区的医疗资源和医疗费用增长速度更快,那么就能表明医疗保险扩张会刺激医疗费用增长、增加医疗资源供给以及医疗服务使用。

(四) 实证方法

借鉴 Finkelstein (2007) 以及 Kondo & Shigeoka (2013) 的研究思路和方法,本文利用实施全民医保政策之前各地医疗保险覆盖率的差异,来探究全民医保政策对医院服务、医疗费用和医疗资源供给的影响。其基本假设是:如果医疗保险会刺激医疗费用增长、增加医疗资源供给以及医疗服务,那么在2006年实施全民医保政策以后,相比于2006年以前医保覆盖率高的地区,医疗保险覆盖率较低地区的医疗服务使用量、医疗费用以及医疗资源供给的增长率将会更快。因此,本文采用双重差分进行回归,回归方程如下:

$$\log(Y_{ict}) = \alpha_i + \delta_t \times 1(\text{year}_t) + \sum_{t \neq 2006} \lambda_t \times \text{impact}_c \times 1(\text{year}_t) + X_{ct}\beta + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

在式(3)中, i 表示医院, c 表示医院所在地区, t 表示时间。 impact_c 是本文关心的关键解释变量,它表示全民医保政策对各地区医保覆盖率的影响程度。 Y_{ict} 代表医疗费用指标、医疗服务使用量以及资源供给指标,包括次均门诊费用、次均住院费用、门急诊人次、住院人次、床位数、人员数以及固定资产投资等。由于不同医院的规模存在差异,本文在回归中将相应指标取对数(ln)。 year_t 代表2004-2011年各年份的哑变量(dummy),用于控制共同的时间趋势。 α_i 是每家医院的哑变量,用于控制不可观测且不随时间变化的医院固定效应。 X_{ct} 表示地区社会、经济和人口等控制变量,包括财政支出占比、地区人均生产总值、年末总人口数、第一产业产值占比和第二产业产值占比等指标; ε_{ict} 为随机扰动项。

λ_t 是本文关心的关键估计系数,它表示全民医保政策在不同年份对医院运行情况的影响。例如, λ_{2009} 表示全民医保政策在2009年当年对医院各项指标的影响。因此, λ_t 的变化趋势能够代表全民医保政策对医院各项指标的动态影响。具体来说,如果全

^① 理想情况下,如果医疗保险覆盖率高的地区和较低的地区在医疗资源、医疗费用以及经济发展水平方面不存在时间趋势的异质性,那么回归结果将是无偏的。现实中,如果我们发现在实施全民医保前,医疗保险覆盖率高的地区的医疗资源和医疗费用增长也相对较快,那么回归结果可能是被低估的。

民医保政策影响了医院的各项指标，那么我们会预期观察到 λ_t 在 2006 年以后会有趋势性的变化甚至反转。为了便于解释 λ_t 的经济学含义，本文选取 2006 年作为参考年份 (reference year)^①。那么， λ_t 就表示，在其他条件给定下，相比于 2006 年医保已经全覆盖的地区 ($impact = 0$)，2006 年医保完全没有覆盖的地区 ($impact = 1$) 在第 t 年医院某项指标的相对变化是 λ_t 。

四 主要回归结果

(一) 医疗服务使用

图 2 展示了关于医疗服务使用情况的回归结果： λ_t 随时间的变化趋势。图 2 将各年份的估计系数 λ_t 连接起来，构成了 λ_t 的动态趋势图。其中，实线表示估计系数 λ_t ，虚线表示估计系数的 95% 置信区间（本文余下的图与图 2 类似）。从图 2 可以看出，关于住院人次数的回归系数 λ_t 在 2006 年后的各年份中都显著大于 0；然而，关于门急诊人次数的回归系数 λ_t 在 2006 年以后的各年份中都不显著。值得注意的是，关于住院人次数的 λ_{2004} 和 λ_{2005} 都不显著。

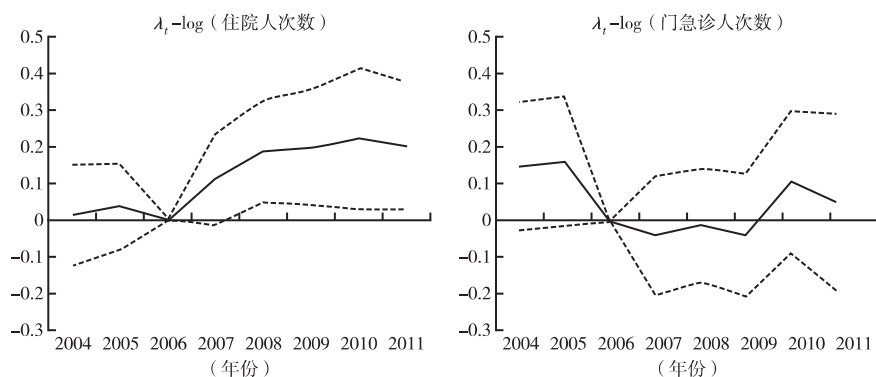


图 2 医疗保险对医疗服务使用的动态影响： λ_t 随时间的变化趋势

注：左图是关于住院人次数的回归结果，右图是关于门急诊人次数的回归结果；实线表示估计系数 λ_t ，虚线表示估计系数的 95% 置信区间。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

① 设定其他年份作为参考年份并不影响 λ_t 趋势的变化特点，只是会改变 λ_t 的经济学含义。如果全民医保政策确实对医院产生长期影响，那么即使设定其他年份作为参考年份，我们依然可以观察到 λ_t 在 2006 年会有趋势性转折。

这一结果表明，虽然各个地区在2006年以前的医保覆盖率不完全相同，但是在2006年以前，这些地区不存在住院服务时间变化趋势的异质性。全民医保政策对住院服务有显著的影响，但是对门诊服务影响不大。由于新农合和城居保都是以报销住院服务为主，对门诊服务的报销范围和比例很小，因此这一结果与中国医保政策的特点比较吻合。同时，这一结果也与相关文献的发现较为一致（Yip & Hsiao, 2009）。

表2报告了对住院服务使用的详细回归结果。我们可以发现，全民医保对住院服务利用的影响程度随着政策时间延长而有所增加。比如，2011年的影响效果（ $\lambda_{2011} = 0.20$ ）就高于2007年的影响效果（ $\lambda_{2007} = 0.11$ ）。这说明，医疗保险对医疗服务使用的影响存在动态异质性。表2的结果还表明，关于医疗保险对住院人次数的回归分析是较为稳健的。第（1）列只加入了医院和各年份时间的哑变量。第（2）列是加入了控制变量后的回归结果。第（3）列和第（4）列的回归方程分别允许省份之间存在不同的线性时间趋势，以及加入被解释变量的初始值与时间虚拟变量的交互项。从表2可以看出，不同的模型设定并不会改变回归系数的符号和显著性，其系数大小也变化不大。

表2 回归结果：医疗保险扩张对住院人次数的影响

log(被解释变量)	住院人次数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
2007年的影响作用(λ_{2007})	0.114* (0.062)	0.116* (0.064)	0.125* (0.064)	0.139** (0.064)
2009年的影响作用(λ_{2009})	0.198** (0.078)	0.192** (0.078)	0.213*** (0.078)	0.242*** (0.079)
2011年的影响作用(λ_{2011})	0.201** (0.085)	0.195** (0.088)	0.243** (0.104)	0.290** (0.109)
医院和时间的固定效应	是	是	是	是
加入控制变量	否	是	是	是
允许省份之间存在不同的线性时间趋势	否	否	是	是
被解释变量的初始值与时间虚拟变量的交互项	否	否	否	是
样本量	708	707	707	707

注：括号中为稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

(二) 医疗费用

图 3 展示了医疗保险对医疗费用的动态影响： λ_t 随时间的变化趋势。图 3a 和图 3b 的结果与图 2 类似，关于住院费用的回归系数 λ_t 在 2006 年以后的各年份中都显著大于 0，并且随时间逐年增加。这一结果与 Finkelstein (2007) 的结果相似。然而，关于门急诊费用的回归系数 λ_t 在 2006 年以后的各年份中都不显著。值得注意的是，关于住院费用的 λ_{2004} 和 λ_{2005} 都不显著。这表明，在全民医保实施前，医保高覆盖地区和低覆盖地区并不存在时间趋势的异质性。

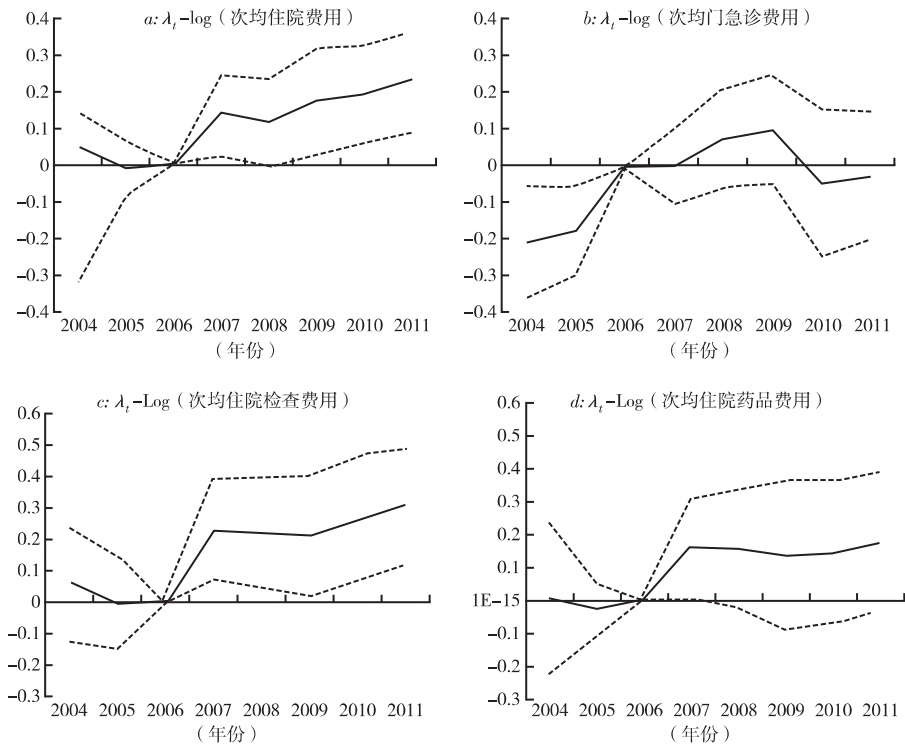


图 3 医疗保险对医疗费用的动态影响： λ_t 随时间的变化趋势

注：a 图是次均住院费用的回归结果；b 图是次均门急诊人次数的回归结果；c 图是次均住院检查费用的回归结果；d 图是次均住院药品费用的回归结果。实线表示估计系数 λ_t ，虚线表示估计系数的 95% 置信区间。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

此外，本文还将次均住院费用进行分类回归：次均住院检查费用、次均住院药品费用、次均住院手术费和次均住院诊查费。回归结果发现，医疗保险扩张对次均住院检查费用、次均住院药品费用具有显著的影响（如图 3c 和图 3d），但是对次均住院手

术费和次均住院诊查费的影响并不显著^①。这一结果可能与中国公立医院的价格体系和补偿机制有密切的关系。一方面，中国的医院和医生还面临着扭曲的定价体系，政府对基本医疗服务项目定价过低，不能补偿成本，与此同时，药品和高技术的价格又远高于成本。另一方面，政府规定公立医院需自负盈亏，医院必须扩大总收入才能支付医生工资和促进医院发展。在创收激励和价格扭曲的共同作用下，公立医院的医生更偏好昂贵的药品和高新技术（Yip et al., 2012）。

表 3 报告了对住院费用的详细回归结果。比较不同年份的回归系数大小，我们可以发现，全民医保对住院费用的影响程度随政策实施时间延长而增加。这一特点在药品费用和检查费用方面更加显著。这说明，医疗保险对费用的刺激存在动态异质性。表 3 的结果还表明，关于医疗保险对住院分析的回归分析是较为稳健的：加入控制变量、允许省份之间存在不同的线性时间趋势，以及加入被解释变量的初始值与时间虚拟变量的交互项都不会改变回归系数的符号和显著性，也不会显著改变回归系数的大小。

表 3 回归结果：医疗保险扩张对住院费用的影响

log(被解释变量)	(1)	(2)	(3)
	次均住院费	次均住院检查费	次均住院药费
2007 年的影响作用(λ_{2007})	0.161 ** (0.062)	0.246 *** (0.077)	0.199 *** (0.073)
2009 年的影响作用(λ_{2009})	0.221 *** (0.078)	0.230 ** (0.090)	0.213 ** (0.101)
2011 年的影响作用(λ_{2011})	0.327 *** (0.099)	0.333 *** (0.110)	0.232 * (0.120)
医院和时间的固定效应	是	是	是
加入控制变量	是	是	是
允许省份之间存在不同的线性时间趋势	是	是	是
被解释变量的初始值与时间虚拟变量交互项	是	是	是
样本量	698	676	676

注：括号中为稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

① 限于篇幅，本文没有展示对次均住院手术费和次均住院诊查费的回归结果。读者如果需要，可以联系作者。

(三) 医疗资源供给

图4展示了医疗保险对医疗资源供给的动态影响： λ_t 随时间的变化趋势。左图是关于床位数的回归结果。如图所示，关于床位数的回归系数 λ_t 在2006年后的各年份中都显著大于0。并且，2007年和2008年的增长速度相对较快，2009年以后增长速度维持在较为稳定的水平。值得注意的是，关于床位数的 λ_{2004} 和 λ_{2005} 都不显著。这也表明，在全民医保实施前，医保高覆盖地区和低覆盖地区并不存在时间趋势异质性。右图则是关于职工人数的回归结果。如图所示，虽然关于职工人数的回归系数 λ_t 大于0，但是系数相对较小且并不显著。这表明，实施全民医保并没有显著增加医院的职工人数。这可能与中国公立医院实行较为严格的编制管理有关系，其更为确定的内在原因有待下一步进行研究。

表4详细报告了医疗保险扩张对床位数、职工人数的回归结果。表4还报告了关于固定资产投资的回归结果。虽然固定资产投资的数据在2007年以后才可得，本文依然用式(3)进行回归。数据的缺失使得我们无法观测到固定资产投资在2006年实施全民医保政策前的变化趋势。但是考虑到在之前的回归结果中并没有发现不同地区存在时间趋势的异质性，我们认为关于固定资产投资的回归结果依然可以作为参考。如表4所示，医疗保险扩张使得医院固定资产投资的规模增加了30%以上。遗憾的是，由于数据的限制，本文无法对固定资产投资进行分类，也无法获得设备购买的详细数据。如果拥有设备购买的信息，本文关于医疗资源的分析将更为完整。

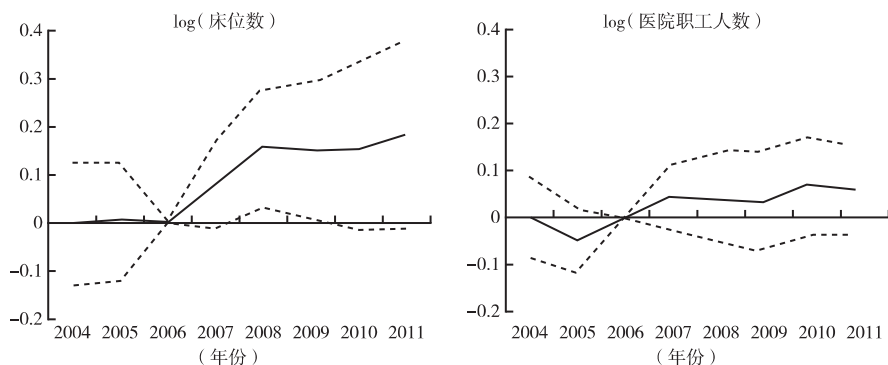


图4 医疗保险对医疗资源供给的动态影响： λ_t 随时间的变化趋势

注：左图是关于床位数的回归结果，右图是关于医院职工人数的回归结果；实线表示估计系数 λ_t ，虚线表示估计系数的95%置信区间。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

表 4 回归结果：医疗保险扩张对医疗资源供给的影响

log(被解释变量)	(1)	(2)	(3)
	床位数	职工人数	固定资产价值
2007 年的影响作用(λ_{2007})	0. 080* (0. 043)	0. 023 (0. 037)	
2009 年的影响作用(λ_{2009})	0. 157** (0. 070)	0. 089 (0. 071)	0. 301*** (0. 086)
2011 年的影响作用(λ_{2011})	0. 187* (0. 097)	0. 070 (0. 085)	0. 437*** (0. 150)
医院和时间的固定效应	是	是	是
加入控制变量	是	是	是
允许省份之间存在不同的线性时间趋势	是	是	是
被解释变量的初始值与时间虚拟变量交互项	是	是	是
样本数	706	708	446

注：括号中为稳健标准误；***p < 0. 01 , **p < 0. 05 , * p < 0. 1。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

五 稳健性检验

(一) 控制事前时间趋势

在本文中，我们采用了双重差分模型进行估计，以试图控制不随时间变化的因素以及不可观测因素随时间变化的共同趋势对结果的影响。并且，我们还通过 λ_{2004} 和 λ_{2005} 的显著性程度来判断是否存在事前时间趋势的异质性。但从严格的角度来讲，第四部分仍有可能是由某些不可观测因素在不同地区具有不同的随时间变化趋势所导致的。因此，本文采用以下模型用以验证和控制时间趋势的异质性。其模型设定如式 (4)。

$$\log(Y_{ict}) = \alpha_i + \delta_t \times 1(\text{year}_t) + \lambda_{pre} \times 1(\text{year}_t \geq 2004) \times (\text{year}_t - 2004) \times \text{impact}_t + \lambda_{after} \times 1(\text{year}_t \geq 2006) \times (\text{year}_t - 2006) \times \text{impact}_t + X_{ct}\beta + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

其中，式 (4) 中的符号定义与式 (3) 基本相同。 λ_{pre} 表示在全民医保实施前的线性趋势， λ_{after} 表示在全民医保实施后的线性趋势。如果在控制 λ_{pre} 的情况下， λ_{after} 依然显著，那就表明中国医疗保险扩张确实对医疗市场存在长期动态影响。

回归结果如表 5 所示， λ_{pre} 绝对值较小且都不显著。这一结果表明，在实施全民医保政策前，不同地区并不存在时间趋势的异质性。与此同时，除了职工人数以外，所有变量的回归系数 λ_{after} 依然显著，这与第四部分的回归结果吻合。那就表明，第四部分的回归结果的确是于医疗保险扩张所导致的。

表 5 稳健性检验结果：基于控制事前时间趋势的线性模型

log(被解释变量)	(1)	(2)	(3)
	住院病人数量	住院次均费用	住院次均检查费用
λ_{pre} (2006 年以前的医保扩张年度影响)	-0.061 (0.053)	0.019 (0.039)	0.016 (0.055)
λ_{after} (2006 年以后的医保扩张年度影响)	0.062 ** (0.030)	0.097 * (0.054)	0.135 * (0.082)
log(被解释变量)	(4)	(5)	(6)
	床位数	职工人数	次均住院药费
λ_{pre} (2006 年以前的医保扩张年度影响)	0.007 (0.046)	-0.018 (0.025)	-0.003 (0.051)
λ_{after} (2006 年以后的医保扩张年度影响)	0.068 * (0.034)	0.106 (0.092)	0.084 * (0.046)

注：括号中为稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

(二) 考虑筹资水平以及城镇居民医疗保险实施时间的影响

在本文中，式 (3) 存在一个隐含假设：2006 年以后各地新农合的筹资额度以及城镇居民医疗保险的实施时间与 2006 年前各地区人口的医保覆盖率没有直接关系。如果这一假设不成立，回归结果可能有偏误。例如，如果医保覆盖率低的地区在 2006 年以后更早实施城市居民医疗保险或者其新农合的筹资额度更高，那么第四部分的回归结果可能会被高估。为了排除这种可能性，本文加入了各地区每一年新农合以及城居保的人均筹资水平，以及各地区城镇居民医疗保险的开始时间与时间虚拟变量交互项。回归结果如表 6 所示，即使在加入相应控制变量以后，本文的结论依然成立。

表 6 稳健性检验结果：控制筹资水平以及城镇居民医疗保险实施时间

log(被解释变量)	(1)	(2)	(3)
	住院人次数	住院次均费用	床位数
2007 年的影响作用 (λ_{2007})	0.124 ** (0.062)	0.135 ** (0.062)	0.109 ** (0.048)
2009 年的影响作用 (λ_{2009})	0.226 *** (0.081)	0.199 ** (0.076)	0.195 ** (0.082)
2011 年的影响作用 (λ_{2011})	0.271 ** (0.115)	0.259 *** (0.093)	0.264 ** (0.113)
医院和时间的固定效应	是	是	是

续表

log(被解释变量)	(1)	(2)	(3)
	住院人次数	住院次均费用	床位数
加入控制变量	是	是	是
允许省份之间存在不同的线性时间趋势	是	是	是
被解释变量的初始值与时间虚拟变量交互项	是	是	是
新农合和城居筹资水平	是	是	是
城居保开始时间与时间虚拟变量交互项	是	是	是
样本数	707	698	706

注：括号中为稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

资料来源：根据国家卫生计生委全国公立医院年度财务统计报表和《中国县市统计年鉴》数据计算得到。

六 结论与讨论

利用中国在 2006 年推广全民医疗保险（全面推广新型农村医疗保险和建立城镇居民医疗保险）这一政策作为外生冲击，本文研究了中国的医疗保险扩张对医院服务量、医疗费用以及资源供给的动态影响。由于实施全民医保政策（2006 年）之前各地医疗保险覆盖率存在差异，因此不同地区受全民医保政策的影响程度不同。利用这一政策影响程度的差异，本文使用双重差分法进行回归分析。基于全国 90 家公立医院在 2004 年至 2011 年的运行数据，本文发现，医疗保险扩张增加了医疗服务使用量、提高了医疗资源供给并且刺激了医疗费用的上涨。第一，实施全民医保使得医疗服务的使用量（住院服务）提高了约 10%~20%；第二，全民医保大幅度增加了医疗总费用，其中住院总费用增加了约 30%；第三，全民医保使得医院床位数和固定资产投资分别增加了 15% 和 30% 左右。并且，本文的估计结果显著高于基于微观个人数据的静态估计结果。本文的发现验证了 Finkelstein（2007）的结论：医疗保险不仅会通过需求方影响医疗费用，还会刺激供给方增加医疗资源供给，增加床位数，甚至购买先进设备和加大固定资产投资。结合之前基于微观数据的研究，本文认为医疗保险对供给方的刺激是解释中国医疗费用快速上涨的重要因素，这一发现将有助于我们进一步理解中国医疗费用的上涨机制。

此外，本文的发现对中国医疗保险政策设计具有启示意义：从供给方控制医疗卫生费用能够更好地控制卫生总费用。目前，中国医疗费用快速增长，医保资金的运行压力日益增大。因此，医疗保险管理者逐步采用了一些控费手段，希望缓解医保资金的运行压力。这些手段主要是从需求方进行控制，主要包括增加共付率、限额和最高

限额等方法。虽然这些方法能够一定程度上控制事后道德风险，但由于医疗服务的价格弹性较小，其控制医疗费用增长的实际效果有限。并且，需求方手段在降低费用的同时会增加消费者的财务风险，降低可及性和公平性。事实上，在医疗服务方和消费者存在严重信息不对称的条件下，供给方对医疗费用的影响程度要高于需求方。如果能够改变服务方的激励和行为方式，供给方主动的行为改变对控制医疗费用更有效。本文建议，医疗保险管理者在采取需求方控制的同时，从供给方加强费用控制。例如，建议进行支付方式改革，采取总额预付、按人头付费以及按疾病诊断相关分类付费（DRGs）等手段，控制医疗费用的快速上涨。

参考文献：

- 白重恩、李宏彬、吴斌珍（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，第41-53页。
- 傅虹桥（2015），《新中国的卫生政策变迁与国民健康改善》，《现代哲学》第5期，第44-50页。
- 李玲、江宇、陈秋霖（2008），《改革开放背景下的我国医改30年》，《中国卫生经济》第2期，第5-9页。
- 潘杰、雷晓燕、刘国恩（2013），《医疗保险促进健康吗？——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析》，《经济研究》第4期，第130-142页。
- Acemoglu, Daron, David Cutler, Amy Finkelstein & Joshua Linn (2006). Did Medicare Induce Pharmaceutical Innovation? *American Economic Review*, 96(2), 103-107.
- Cheng, Lingguo, Hong Liu, Ye Zhang, Ke Shen & Yi Zeng (2015). The Impact of Health Insurance on Health Outcomes and Spending of the Elderly: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme. *Health Economics*, 24(6), 672-691.
- Cutler, David & Richard Zeckhauser (2000). The Anatomy of Health Insurance. In Anthony Culyer & Joseph Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Edition 1, Volume 1. Amsterdam: Elsevier, pp. 563-643.
- Freedman, Seth, Haizhen Lin & Kosali Simon (2015). Public Health Insurance Expansions and Hospital Technology Adoption. *Journal of Public Economics*, 121, 117-131.
- Finkelstein, Amy (2007). The Aggregate Effects of Health Insurance: Evidence from the

- Introduction of Medicare. *The Quarterly Journal of Economics* ,122(1) ,1 –37.
- Finkelstein , Amy & Robin McKnight (2008) . What Did Medicare Do? The Initial Impact of Medicare on Mortality and out of Pocket Medical Spending. *Journal of Public Economics* , 92(7) ,1644 – 1668.
- Kondo , Ayako & Hitoshi Shigeoka (2013) . Effects of Universal Health Insurance on Health Care Utilization , and Supply-Side Responses: Evidence from Japan. *Journal of Public Economics* ,99 ,1 – 23.
- Lei , Xiaoyan & Wanchuan Lin (2009) . The New Cooperative Medical Scheme in Rural China: Does More Coverage Mean More Service and Better Health? *Health Economics* ,18 (S2) , S25 – S46.
- Lin , Wanchuan , Gordon Liu & Gang Chen (2009) . The Urban Resident Basic Medical Insurance: A Landmark Reform towards Universal Coverage in China. *Health Economics* , 18(S2) , S83 – S96.
- Lu , JuiFen Rachel & William Hsiao (2003) . Does Universal Health Insurance Make Health Care Unaffordable? Lessons from Taiwan. *Health Affairs* ,22(3) ,77 – 88.
- Manning , Willard , Joseph Newhouse , Naihua Duan , Emmett Keeler & Arleen Leibowitz (1987) . Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. *The American Economic Review* ,77(3) ,251 – 277.
- Miller , Grant , Diana Pinto & Marcos Vera-Hernández (2013) . Risk Protection , Service Use , and Health Outcomes under Colombia’s Health Insurance Program for the Poor. *American Economic Journal: Applied Economics* ,5(4) ,61 – 91.
- Newhouse , Joseph (1992) . Medical Care Costs: How Much Welfare Loss? *The Journal of Economic Perspectives* ,6(3) ,3 – 21.
- Wagstaff , Adam , Magnus Lindelow , Jun Gao , Ling Xu & Juncheng Qian (2009) . Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China’s New Cooperative Medical Scheme. *Journal of Health Economics* ,28(1) ,1 – 19.
- Yip , Winnie & William Hsiao (2008) . The Chinese Health System at a Crossroads. *Health Affairs* ,27(2) ,460 – 468.
- Yip , Winnie & William Hsiao (2009) . Non-Evidence-Based Policy: How Effective is China’s New Cooperative Medical Scheme in Reducing Medical Impoverishment? *Social Science & Medicine* ,68(2) ,201 – 209.

Yip , Winnie Chi-Man , William Hsiao , Wen Chen , Shanlian Hu , Jin Ma & Alan Maynard (2012) . Early Appraisal of China's Huge and Complex Health-Care Reforms. *The Lancet* , 379(9818) , 833 – 842.

Zweifel , Peter & Willard Manning (2000) . Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care. *Handbook of Health Economics* , 1 , 409 – 459.

The Aggregate Effects of Health Insurance Expansion: Evidence from the Enforcement of Universal Health Coverage in China

Chen Qiulin¹ , Fu Hongqiao² & Li Ling²

(Institute of Population and Labor Economics ,
Chinese Academy of Social Sciences¹;

National School of Development , Peking University²)

Abstract: This study uses data covering 90 public hospitals from 2004 to 2011 to investigate the aggregate effects of the implementation of the universal health coverage in China. Before the implementation of the universal health coverage in 2006 , the health insurance coverage rate varied among different areas , therefore , the universal health coverage program has different impacts on various areas. This study uses the Difference-in-differences (DID) model to compare changes that occurred in public hospitals in different regions in terms of the service capacity of hospitals , medical costs and the supply of medical resources. This study has several findings. First , the universal health coverage resulted in an increase in health care utilization. Second , health insurance expansion led to a significant increase in the health care expenses , especially the medicine and medical test cost. Third , it led to the growth in the supply of medical resources , in particular the supply of beds and capital assets. This study suggests that health insurance impacts both the demand and the supply side. These findings make us have a better understanding of the health cost inflation over the past ten years in China , and thus provide policy implications for health cost control.

Keywords: universal health coverage , health care expense , utilization , supply-side response

JEL Classification: I11 , I12 , I38

(责任编辑: 王永洁)