

新医改对城乡居民医疗负担和医疗弹性影响的实证研究

张少怀^{1*} 李 丽² 吴振峰³

1. 华东师范大学城市与区域科学学院 上海 200333

2. 河北省中医院 河北石家庄 050011

3. 南开大学数学科学学院 天津 300071

【摘要】目的:检验2009年实施的新医改方案是否有效降低了城乡居民的医疗负担和医疗弹性。方法:采用单变量统计检验、横截面混合OLS和面板固定效应回归的方法,分别对新医改对于城乡居民医疗负担以及医疗弹性的影响进行实证分析。结果:新医改不仅有效降低了城镇居民的医疗负担与医疗弹性,而且在抑制农村居民医疗弹性增长方面也发挥了一定的作用;从地理分布来看,新医改对于减轻城镇居民医疗负担和医疗弹性的作用主要体现在中东部发达地区。结论:应进一步分析新医改的实施所造成地区差异的根源所在,全面深化医疗卫生体制改革,从而切实有效地解决居民“看病贵”的问题。

【关键词】医疗卫生体制改革;医疗负担;医疗弹性

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2018.11.002

The empirical research of the new health care reform on medical burden and medical elasticity of urban and rural residents

ZHANG Shao-huai¹, LI Li², WU Zhen-feng³

1. School of Urban&Regional Science, East China Normal University, Shanghai 200333, China

2. Hebei provincial hospital, Shijiazhuang Hebei 050011, China

3. School of Mathematical Sciences, Nankai University, Tianjin 300071, China

【Abstract】 Objective: This study investigates whether the new medical reform conducted by the government of China does reduce the medical burden and medical elasticity of urban and rural residents. Methods: The medical burden level is measured by the expenditure-to-income ratio, and this paper adopts univariate statistical test, cross sectional OLS regression and panel effect model regression to further analyze of the data. Results: The new medical reform has not only effectively reduced the medical burden level and medical elasticity for urban residents, but also played an important role in restraining the growth of the medical elasticity for rural residents. In addition, the decrease of the medical burden and medical elasticity for urban residents is mainly reflected in the eastern and central developed regions. Conclusions: Relevant institutions should further analyze the root causes of the differences resulted from the implementation of the new medical reform in various areas, so as to better deepen the reform of China's medical system comprehensively, and effectively solve the problem of expensive medical services.

【Key words】 Medical and health system reform; Medical burden; Medical elasticity

改革开放以来,我国对医药卫生事业进行了一系列改革,人民群众的健康水平得到了明显改善,居民主要健康指标位居发展中国家前列。但我国医药卫生事业的发展还存在着人民群众健康需求与经济

社会发展不相适应的矛盾,特别是医药费用增长过快、个人负担过重、人民群众普遍反映“看病难、看病贵”等问题日渐突出。2009年3月17日,中共中央、国务院发布《关于深化医药卫生体制改革的意见》,

* 作者简介:张少怀,男(1990年—),硕士研究生,主要研究方向为区域经济与创新。E-mail:zshshir@163.com
通讯作者:吴振峰。E-mail:wu_zhenfeng@mail.nankai.edu.cn

提出了“四梁八柱”的建设方案,确立了有效减轻居民就医费用负担,切实缓解“看病难、看病贵”的近期目标,以及建立健全覆盖城乡居民的基本医疗卫生制度,为群众提供安全、有效、方便、价廉的医疗卫生服务的长远目标。

那么,历经多年的新医改政策效果如何?新医改对于减轻城镇和农村居民医疗负担的政策效果是否存在显著差异?居民医疗保健支出的收入占比是衡量医疗负担的一个重要指标^[1],此外,医疗保健支出的收入弹性对于理解和预测未来医疗支出增长具有重要的指导意义^[2]。因此,从一般意义上讲,也可视作是对居民医疗负担的另一个衡量指标。基于这两个指标,本文采用单变量统计检验、横截面混合 OLS 和面板固定效应回归的方法,分析了新医改政策在城镇与农村地区执行效果上的差异。

1 研究设计

1.1 样本选择与数据来源

本文数据来自 Wind 宏观经济数据库 2004—2013 年居民家庭基本情况与人口等部分,对于缺失数据,通过手工查阅《中国统计年鉴》进行了补充。此外,对于无法通过查阅获取的缺失记录,使用下一年的相应数据进行补充,如 2004 年个别省份城乡人口比例缺失,则使用 2005 年的同一省份同类型数据进行补充。

1.2 模型建构

参考相关研究^[3],本文所构建的新医改对于医疗负担以及医疗弹性影响的模型分别如下所示:

$$\begin{aligned}
 expenditure_{i,t}/income_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 reform_{i,t} + \beta_2 hcpi_{i,t} + \\
 & \beta_3 aging_{i,t} + \beta_4 edu_{i,t} + \\
 & \beta_5 urban_{i,t} + \beta_6 death_{i,t} + \varepsilon
 \end{aligned}$$

模型(1)

$$\begin{aligned}
 \ln(expenditure_{i,t}) = & \beta_0 + \beta_1 reform_{i,t} + \\
 & \beta_2 \ln(income_{i,t}) + \beta_3 reform_{i,t} \times \\
 & \ln(income_{i,t}) + \beta_4 hcpi_{i,t} + \\
 & \beta_5 aging_{i,t} + \beta_6 edu_{i,t} + \\
 & \beta_7 urban_{i,t} + \beta_8 death_{i,t} + \varepsilon
 \end{aligned}$$

模型(2)

其中, $expenditure_{i,t}/income_{i,t}$ 为 i 省在第 t 年城镇(或农村)居民人均医疗保健支出占城镇家庭人均可

支配收入(或农村居民家庭人均纯收入)的比值; $\ln(expenditure_{i,t})$ 为 i 省在第 t 年城镇(或农村)居民人均医疗保健支出的自然对数; $\ln(income_{i,t})$ 为 i 省在第 t 年城镇家庭人均可支配收入(或农村居民家庭人均纯收入)的自然对数; $reform_{i,t}$ 为新医改虚拟变量,其值在 2009 年之前为 1,2009 年之后为 0; $reform \times \ln(income)$ 交乘项,其系数代表新医改对医疗保健支出收入弹性的影响作用。借鉴已有文献^[4],本文选取的控制变量包括医疗保健品物价变动指数($hcpi$)、老龄化程度($aging$)、当地教育水平(edu)、城镇化程度($urban$)以及死亡率($death$)(表 1)。此外,我们还在回归分析中控制了年份与地区的效应差异。

表 1 控制变量释义表

符号	变量名称	释义
$hcpi$	医疗保健品物价变动指数	一定时期内居民家庭用于医疗和保健的药品、用品和服务价格变动趋势和程度的相对数
$aging$	老龄化程度	统计样本中 65 岁及以上年龄人口数占抽样人口总数的比例
edu	当地教育水平	统计样本中大专及以上学历人口数占抽样人口总数的比例
$urban$	城镇化程度	居住在城镇范围内的全部常住人口占该地区总人口的比例
$death$	死亡率	某地区当年死亡人数与同期内平均人数之比,以%表示

2 结果

2.1 描述性统计和单变量分析

由图 1 所示,虽然城镇居民医疗保健支出在可支配收入中所占比重呈持续下降趋势,但这一比重在新医改后的第 2 年(即 2010 年)出现较大幅度下降,由 2009 年的 5.20% 下降至 2010 年的 4.79%。虽然农村居民医疗保健支出在可支配收入中所占比重一直呈持续增加趋势,但这一比重在 2010 年也出现了短暂的下降,由 2009 年的 5.82% 下降至 2010 年的 5.60%,之后加速回升,这说明新医改政策的实施在短期内对于减轻城镇和农村居民医疗负担起到了一定作用。单变量分析发现,城镇居民的比重均值由改革前的 5.41% 下降至改革后的 4.77%,具有统计学意义($P=0.0052$),而农村居民的比重均值由改革前的 5.17% 上升至改革后的 6.29%,也具有统计学意义($P=0.0075$)。

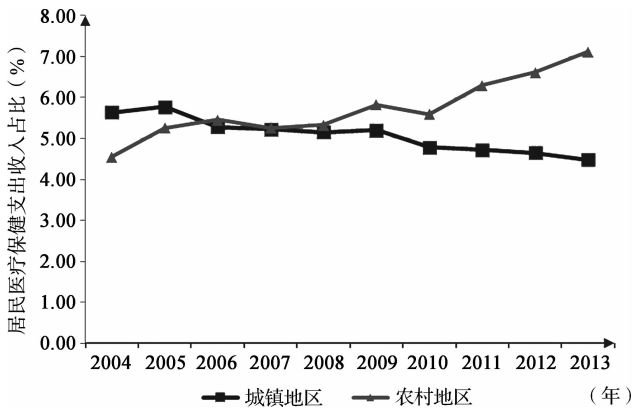


图1 2004—2013年居民医疗保健支出收入占比变化

分地区看,东、中、西部与全国趋势基本一致,所有经济区划的城镇居民医疗保健支出在可支配收入中所占比重均呈持续下降趋势,农村居民医疗保健支出在可支配收入中所占比重均呈上升趋势,并且在2010年城镇和农村地区的比重均较以往出现短暂“异常”变化,城镇地区比重下降更加陡峭,而农村地区比重突然出现反方向下降。除此之外,从城镇与农村地区比重两条趋势线的纵向差距可以看出,新医改后,西部地区差距要明显大于中东部地区(图2、3、4)。单变量分析发现,东部城镇地区医疗保健支出在可支配收入中所占比重的增幅(-0.972%)要小于中(-0.384%)西部地区(-0.522%),具有统计学意义($P = 0.0146; P = 0.0138$),东部农村地区比重增幅(0.686%)也小于中部农村地区(1.542%),具有统计学意义($P = 0.0622$)。

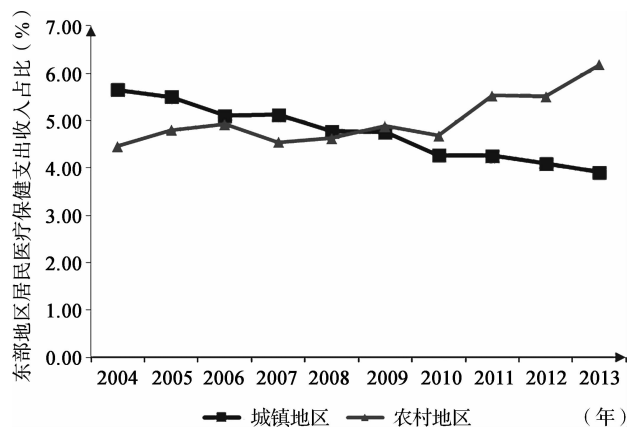


图2 2004—2013年东部地区居民医疗保健支出收入占比变化

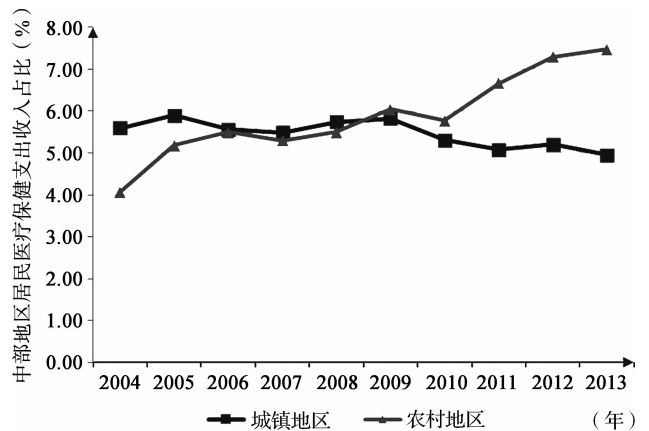


图3 2004—2013年中部地区居民医疗保健支出收入占比变化

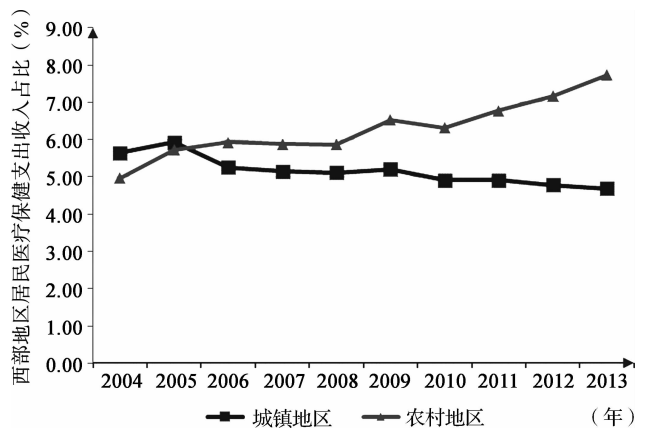


图4 2004—2013年西部地区居民医疗保健支出收入占比变化

2.2 多元回归分析

2.2.1 医疗负担

医疗保健卫生支出在可支配收入中所占比重是居民医疗负担水平直观的反映指标,但这一指标无法控制年度效应、地区个体效应以及其它因素可能产生的影响,鉴于此,本文采用横截面混合回归(Pool OLS)方法和面板固定效应(Panel Fix-effect)方法分别对新医改对于城镇居民样本和农村居民样本的医疗负担水平进行了估计(表1),即模型(1)中reform的回归系数。回归结果显示,城镇地区居民组虚拟变量reform的回归系数显著为负($\beta_1 = -0.007$ 和 -0.003 ,两者 $P < 0.05$),而农村地区居民组虚拟变量reform的回归系数显著为正($\beta_1 = 0.009$ 和 0.006 ,两者 $P < 0.05$)。

表 1 新医改对城镇和农村地区医疗保健支出收入占比影响的回归结果

变量	城镇		农村	
	混合 OLS	面板固定效应	混合 OLS	面板固定效应
<i>reform</i>	-0.007*** (0.001)	-0.003** (0.001)	0.009*** (0.003)	0.006*** (0.002)
<i>hcpi</i>	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001** (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>aging</i>	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	0.003*** (0.001)
<i>education</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>urban</i>	0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>death</i>	-0.000 (0.003)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.002)
<i>constant</i>	0.025 (0.047)	0.082*** (0.015)	-0.064 (0.087)	-0.012 (0.021)
<i>R-squared</i>	0.080	0.356	0.133	0.488
<i>F</i>	11.56***	10.05***	12.18***	24.44***
Observations	310	310	310	310

注:***、**、* 分别表示 $P < 0.01, P < 0.05, P < 0.1$; 括号内为标准误差,下同

进一步将城镇地区居民样本按照东、中、西部的划分方式,继续进行分组回归。限于篇幅,此处仅展示使用面板固定效应方法的回归结果(表 2)。东部地区虚拟变量 *reform* 的交互项显著为负 ($\beta_1 = -0.006, P < 0.01$),而中西地区不显著。同时对农村地区居民样本也按照东、中、西部进行分组回归(表 3)。结果显示,东、西部分组中,*reform* 变量的回归系数显著为正(东部: $\beta_1 = 0.004, P < 0.01$;西部: $\beta_1 = 0.005, P < 0.01$),而中部地区不显著。

表 2 新医改对城镇居民医疗保健支出收入占比影响的分组回归结果

变量	东部	中部	西部
<i>reform</i>	-0.006** (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.003 (0.002)
<i>hcpi</i>	-0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>aging</i>	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>edu</i>	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>urban</i>	-0.000** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>death</i>	0.002 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)
<i>constant</i>	0.108*** (0.027)	0.065 (0.034)	0.077*** (0.020)
<i>R-squared</i>	0.561	0.262	0.273
<i>F</i>	15.83***	53.64***	3.22**
Observations	110	80	120
Number of groups	11	8	12

表 3 新医改对农村居民医疗保健支出收入占比影响的分组回归结果

变量	东部	中部	西部
<i>reform</i>	0.004** (0.002)	0.009 (0.007)	0.005** (0.002)
<i>hcpi</i>	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000** (0.000)
<i>aging</i>	0.001 (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.002)
<i>edu</i>	-0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.000)
<i>urban</i>	0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.001* (0.000)
<i>death</i>	0.004 (0.004)	-0.010** (0.003)	0.001 (0.003)
<i>constant</i>	0.029 (0.047)	0.063* (0.030)	-0.075*** (0.023)
<i>R-squared</i>	0.331	0.662	0.599
<i>F</i>	5.15**	177.29***	16.30**
Observations	110	80	120
Number of id	11	8	12

2.2.2 医疗弹性

使用回归模型(2)对医疗卫生支出的收入弹性(表 4)进行估计,即本文设定的模型中 $\ln(\text{expenditure})$ 对自变量 $\ln(\text{income})$ 的回归系数。回归结果显示,改革前采用两种估计方法所计算出的城镇地区居民的医疗保健支出收入弹性分别为 0.375 和 0.817,农村地区居民的医疗保健支出收入弹性分别为 0.586 和 1.107,城镇地区居民医疗弹性小于农村地区居民。在改革后,由城镇地区居民组交乘项 $\ln(\text{income}) \times \text{reform}$ 系数的回归结果显著为负 ($\beta_3 = -0.212$ 和 -0.223 , 两者 $P < 0.01$) 可知,城镇地区居民医疗保健支出的收入弹性出现了统计意义上的显著下降,改革后分别降至 0.163 和 0.594,新医改对弹性所发挥的调节作用为 -0.212 和 -0.223 ,而农村地区居民组交乘项 $\ln(\text{income}) \times \text{reform}$ 的回归结果虽然为正,但没有统计学意义。

表 4 新医改对医疗保健支出收入弹性影响的回归结果

变量	城镇		农村	
	混合 OLS	面板固定效应	混合 OLS	面板固定效应
$\ln(\text{income})$	0.375*** (0.121)	0.817*** (0.068)	0.586** (0.233)	1.107*** (0.077)
<i>reform</i>	2.239*** (0.573)	2.169*** (0.516)	0.316 (0.570)	-0.521 (0.421)
$\ln(\text{income}) \times \text{reform}$	-0.212*** (0.062)	-0.223*** (0.054)	0.002 (0.071)	0.066 (0.050)
<i>hcpi</i>	0.015** (0.007)	-0.002 (0.002)	0.027** (0.012)	-0.001 (0.003)
<i>aging</i>	-0.005	-0.007	0.024	0.064***

(续)

变量	城镇		农村	
	混合 OLS	面板固定效应	混合 OLS	面板固定效应
	(0.014)	(0.011)	(0.030)	(0.020)
<i>education</i>	-0.008	-0.003	-0.015	-0.001
	(0.006)	(0.002)	(0.011)	(0.004)
<i>urban</i>	0.013***	0.004	0.014	0.011**
	(0.004)	(0.004)	(0.009)	(0.004)
<i>death</i>	0.029	0.037	-0.003	0.025
	(0.054)	(0.032)	(0.098)	(0.036)
<i>constant</i>	0.694	-1.349**	-3.202**	-4.969***
	(0.858)	(0.557)	(1.377)	(0.429)
<i>R-squared</i>	0.710	0.903	0.766	0.940
<i>F</i>	161.15***	206.24***	188.91***	308.02***
<i>Observations</i>	310	310	310	310

将城镇居民样本进一步按照东、中、西部划分,继续进行回归分析(表5)。结果显示,交乘项 $\ln(\text{income}) \times \text{reform}$ 的系数在东部和中部均显著为负(东部: $\beta_3 = -0.234$; 中部: $\beta_3 = -0.397$, 两者 $P < 0.1$), 而西部地区虽然交乘项系数符号为负,但没有统计学意义。同样,对农村居民样本按照东、中、西部进行分组回归(表6)。结果显示,不论在哪个分组,交乘项 $\ln(\text{income}) \times \text{reform}$ 的系数均不显著。

表5 新医改对城镇居民医疗保健支出收入弹性影响的回归结果

变量	东部	中部	西部
$\ln(\text{income})$	0.761***	1.131***	0.729***
	(0.147)	(0.097)	(0.077)
<i>reform</i>	2.310*	3.793**	1.049
	(1.095)	(1.178)	(1.049)
$\ln(\text{income}) \times \text{reform}$	-0.234*	-0.397**	-0.107
	(0.113)	(0.124)	(0.110)
<i>hapi</i>	-0.010***	-0.003	-0.000
	(0.003)	(0.005)	(0.002)
<i>aging</i>	-0.010	-0.014	-0.027
	(0.013)	(0.015)	(0.028)
<i>edu</i>	-0.002	-0.024	-0.005*
	(0.003)	(0.020)	(0.002)
<i>urban</i>	0.003	-0.007	0.011**
	(0.005)	(0.006)	(0.004)
<i>death</i>	0.032	-0.011	0.026
	(0.033)	(0.026)	(0.059)
<i>constant</i>	0.024	-3.346***	-0.795
	(1.162)	(0.593)	(0.857)
<i>R-squared</i>	0.898	0.946	0.897
<i>F</i>	352.53***		130.24***
<i>Observations</i>	110	80	120
<i>Number of groups</i>	11	8	12

表6 新医改对农村居民医疗保健支出

收入弹性影响的回归结果

变量	东部	中部	西部
$\ln(\text{income})$	1.195***	1.359***	0.988***
	(0.112)	(0.198)	(0.063)
<i>reform</i>	-0.106	-0.475	-0.102
	(0.876)	(1.890)	(0.928)
$\ln(\text{income}) \times \text{reform}$	0.012	0.056	0.020
	(0.097)	(0.223)	(0.111)
<i>hapi</i>	-0.013	-0.010	0.005
	(0.008)	(0.009)	(0.004)
<i>aging</i>	0.021	0.094**	0.105**
	(0.017)	(0.030)	(0.037)
<i>edu</i>	-0.002	-0.006	0.001
	(0.008)	(0.017)	(0.005)
<i>urban</i>	-0.011**	-0.003	-0.013**
	(0.004)	(0.005)	(0.005)
<i>death</i>	0.073	-0.222**	0.061
	(0.074)	(0.076)	(0.048)
<i>constant</i>	-3.618**	-4.186***	-3.798***
	(1.459)	(0.818)	(1.029)
<i>R-squared</i>	0.929	0.966	0.955
<i>F</i>	1149.52***		813.97***
<i>Observations</i>	110	80	120
<i>Number of id</i>	11	8	12

3 讨论

在不考虑公共医疗卫生服务价格增长、居民人均 GDP 收入增长等因素的前提下,新医改在降低或抑制医疗保健支出占可支配收入比重增长方面,对城镇地区的作用要明显好于农村地区,东部地区好于中西部地区。通过回归分析对医疗保健品物价、年度效应、地区效应等其它影响医疗负担和医疗弹性的因素加以控制后发现,新医改显著降低了城镇居民的医疗负担和医疗保健支出的收入弹性,并集中体现在中东部经济发达的城镇地区,而对于东部地区农村居民而言,新医改未能显著降低其医疗负担和医疗弹性,甚至是从总体来看农村居民的医疗负担在医改后有所上升。原因包括以下两个方面:

一是随着我国新型城镇化进程不断推进以及户籍制度的深化改革,农村大量人口特别是青年富余劳动力不断向城镇进行有序转移,据《中国统计年鉴》,2005—2013年,城镇人口由 56 121 万人增长至 73 111 万人,而农村人口由 74 544 万人下降至 62 961 万人。^[5]进城人口在社会保障、公共服务等方面也享受到和市民同等化待遇,而未能实现转移的农

村人口多为老弱病幼等无劳动能力或已丧失劳动能力人口,其不仅收入偏低,而且医疗服务需求巨大。据《2014 中国农村养老现状国情报告》调查显示,目前 1/3 的农村老人需要护理,1/2 的农村老人处于服药状态。因此,城镇化使一部分医疗卫生支出占可支配收入比重较低的农村地区青壮年人口转移到城镇地区的计算口径中,而医疗卫生支出占可支配收入比重高的农村老、幼人口依然留存在农村地区的计算口径中。新医改与新型城镇化进程的同步性,可能在一定程度上加速了农村地区居民以“医疗卫生支出占可支配收入比重”口径计算的医疗负担水平的增长。

(2)相较于城镇而言,长期以来,农村卫生服务体系比较薄弱,基础设施落后,农村居民的医疗卫生服务需求受到严重压制。新医改提出大力发展农村卫生服务体系,特别是进一步健全以县级医院为龙头、乡镇卫生院和村卫生室为基础的农村三级医疗卫生服务网络,以及随着新型农村合作医疗和城乡医疗救助体系的逐步完善,在一定程度上刺激和释放了农村居民的医疗卫生服务需求。医疗供给的变化、医疗服务的便利性和医疗服务的各种价格补贴使得农村居民医疗需求面临井喷。^[6]

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] 李洋,吴静,熊光练.1998—2010 年我国城乡居民医疗负担及影响因素分析[J].中国卫生经济,2013,32(8):20-22.
- [2] 谭华清,赵波,周羿.医疗支出的收入弹性估计—基于全球面板数据的实证分析[J].经济与管理研究,2016(10):82-90.
- [3] 罗艳虹,丁蕾,余红梅,等.基于中国 26 省面板数据的城乡居民医疗保健支出实证分析[J].中国卫生统计,2010,27(2):118-121.
- [4] 赵春玲,孙建飞.居民可支配收入,城乡二元结构与医疗保健支出——基于中国省级面板数据(1999 年—2011 年)的实证分析[J].中国社会科学院研究生院学报,2014(2):32-39.
- [5] 中华人民共和国国家统计局.中国统计年鉴[M].北京:中国统计出版社,2010.
- [6] 王翌秋.中国农村居民医疗服务需求研究[D].南京:南京农业大学,2008.

[收稿日期:2017-11-11 修回日期:2018-03-24]

(编辑 赵晓娟)