

家庭医生签约对自评健康水平影响的实证分析

张琪* 王德永

首都经济贸易大学劳动经济学院 北京 100070

【摘要】家庭医生制度通过签约的形式促使居民与家庭医生形成良好互动,提供医疗服务,改善居民健康状况。本文运用微观调查数据,探寻签约家庭医生对自评健康水平的影响。研究发现:由于家庭医生制度实施时间短,描述性分析与普通最小二乘法均无法证明家庭医生与居民自评健康水平存在因果关系,后通过倾向得分匹配法和两阶段最小二乘法,验证了签约家庭医生对居民自评健康水平影响的显著性,同时发现良好的信任关系与医患关系也可以改善居民自评健康感受,揭示了有效的制度设计对居民健康的促进效应。并就如何进一步扩大签约率,对“为签而签”等现象进行了讨论,为促进家庭医生制度进一步发展提供建议。

【关键词】家庭医生; 自评健康水平; 倾向得分匹配; 工具变量

中图分类号: R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2019.01.009

An empirical analysis of the impact of family doctors signing services on self-evaluation health level

ZHANG Qi, WANG De-yong

School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China

【Abstract】 Family doctor system encourages residents to form good interactions with family doctors through contractual forms and provides medical services to improve the health of residents. This paper uses micro-survey data to explore the impact of contracted family doctors on self-evaluation health level. The study has found that, due to the short implementation time of the family doctor system, the descriptive analysis and ordinary least squares method can't prove the causal relationship between family doctor services and residents' self-evaluation health level, and thus it verifies the contract by using the propensity score matching method and two-stage least squares method. The results show that family doctor signing services have a significant impact on the health level of residents' self-assessment, and the discovery of good trust relationship and doctor-patient relationship can also improve residents' self-evaluation health feelings, which reveals the effective system design to promote residents' health. Moreover, in this paper, the ways to further expand the signing rate, and the phenomenon of "signing for signing", "signing inconsistency" and other issues are discussed, and suggestions are provided to further promote the development of family doctor system in China.

【Key words】 Family doctor; Self-evaluation health level; Propensity score matching; Instrumental variable

在健康中国 2030 战略与深化医药卫生体制改革的背景下,为推进健康中国建设,我国政府实施了一系列以“健康为中心、基层为重点、创新为动力”的改革举措,力图改善医院和疾病为中心的医疗服务供给模式,缓解“看病难、看病贵”现象,其中家庭医生制度正是改革关键举措之一。我国家庭医生制度于

2011 年开始试点,2016 年全面推行《关于推进家庭医生签约服务的指导意见》,到 2017 年底已经有 5 亿人拥有了家庭医生。由于家庭医生兼具常见病治疗和健康管理促进功能,在引导患者有序就医、促进分级诊疗、构建和谐医患关系、应对人口老龄化和慢性病年轻化等方面发挥了重要作用。本文以家庭医生签约为出

* 基金项目:国家社科基金一般项目(13BGL138);首都经济贸易大学研究生 2018 年科技创新学术型项目“社区医生签约制度的分级诊疗效果研究——基于倾向得分匹配模型”

作者简介:张琪,女(1962 年—),教授,博士生导师,主要研究方向为就业和社会保障。E-mail:zhangq8092@126.com

通讯作者:王德永。E-mail:escapemaster93@163.com

发点,探寻家庭医生签约与公民健康之间的实证关系,进而揭示家庭医生对整体健康的维护与促进作用。

1 文献回顾

家庭医生作为初级卫生保健的主要承担者,是居民健康的“守门人”,同时也是深化医药卫生体制改革与实现健康中国 2030 战略的关键一环。家庭医生为签约个人提供基本医疗服务,满足签约居民的医疗服务需求,提升居民的满意度与医疗服务利用率。^[1]在具体职责方面,家庭医生主要为签约居民提供基本医疗服务,与专科医生的服务定位与服务内容存在明显区别,同时与只满足少数人群的高端医疗服务需求,并收取高额费用的私人医生也存在本质区别。^[2-3]家庭医生制度已经在很多国家顺利开展,通过提供预约门诊、家庭病床、家庭访视、上门服务、疾病治疗、急慢病管理、孕产妇保健、健康筛查、健康咨询、健康教育、家庭健康管理等服务^[4-5],有效改善居民的健康状况,促进居民的健康水平,健康效果随着时间的增长而增强^[6]。同时提升医疗资源利用率,降低医疗服务费用。

我国于 2011 年在上海市长宁、闵行等 10 个区作为试点开启家庭医生制度^[7],相较于国际经验,我国家庭医生制度起步较晚,目前仍处于推进阶段,缺少对健康长期影响效果的观测与检验。家庭医生主要在基层承担预防保健、常见病、多发病诊疗和转诊、病人康复和慢性病管理、健康管理等一体化服务^[8],在诊治常见病和多发病的基础上,还可以满足健康评估、康复指导等健康保健需求,具有疾病治疗和健康促进的双重功能。针对老年人的调查分析也表明,家庭医生通过提供连续、稳定的医疗服务可以有效改善老年人的不良生活习惯^[9],一定程度上提升了老年人的健康状况和就医依从性^[10],但目前社区居民对家庭医生制度还不够了解、对家庭医生服务内容不够清楚、对家庭医生团队不够信任,导致整体签约率较低^[3]。

尽管家庭医生在理论和实证研究均验证了对居民健康的积极效应,但居民健康的影响因素非常复杂,需要综合考虑。一些实证研究发现,年龄、性别、家庭收入、文化程度对健康产生影响^[11-12],日常生活中的不良生活行为与生活方式,如吸烟与喝酒都对健康产生很大的风险^[13]。同时,医疗保险对健康具有积极的作用,但不同类别医保制度效果存在显著差异^[14],医疗服务因素也影响着居民的健康状况,提

高医疗服务综合水平可以提升居民健康水平^[15]。此外,和谐的医患关系是维护居民健康的基础,促进健康水平的核心^[16],关系信任、家属信任和制度信任对健康均有显著性影响^[17]。

综上所知,无论是理论推导还是实证检验,家庭医生制度对于健康存在着一定程度的影响,通过提供医疗和健康的一体化服务为签约居民改善健康状况。但我国家庭医生制度实施时间较短,缺少普适性、专业性、连续性的微观调查与实证研究,同时缺少相应的评价体系与评价指标,家庭医生制度的健康促进效果是否能够在我国得到验证,需要进一步实证检验。因此,本文运用一手调查数据,探寻签约家庭医生与居民自评健康水平的关系,试图识别出签约家庭医生对自评健康水平的影响。

2 资料与方法

2.1 数据来源

本文的数据来源于国家社科基金项目“新医改目标下我国医疗卫生体制改革进程评价研究”课题调查问卷,问卷中涉及个人基本情况、健康与医疗服务利用以及医疗保障等相关内容。问卷于 2017 年 1—3 月在北京、昆明、神农架三地分别考虑当地医保制度和参保人数进行分层随机抽样,共发放 2 420 份调查问卷,回收问卷 2 420 份。根据本文研究需要,剔除所选指标存在缺失值样本,共保留 1 815 个样本。

其中,北京、昆明、神农架三市所在省份分别位于我国东、中、西部,具有一定代表性,并且三市按照中央文件开展家庭医生制度并顺利实施,其中,北京市于 2010 年开始推广家庭医生服务模式,在不断的探索过程中并未达到预期效果,直至 2016 年出台正式文件推广家庭医生签约服务,北京市家庭医生签约服务形式与内容得以进一步明确,截至 2017 年年底,北京市家庭医生签约人群覆盖率为 39%,重点人群签约覆盖率为 91%。昆明市与神农架均于 2016 年响应国家政策规定,全面推广家庭医生签约服务,截至 2017 年年底,昆明市家庭医生签约人群覆盖率为 47.5%,重点人群签约覆盖率为 69.7%,神农架签约人群覆盖率为 30%,重点人群签约覆盖率为 69.02%。三地的家庭医生签约率均达到了国家规定的签约人群覆盖率 30% 以上、重点人群签约覆盖率 60% 以上的标准,证明三市家庭医生签约服务推广顺利,取得初步成效。

2.2 变量选择

因变量。本文选择居民自评健康水平为因变量,自评健康水平是个体在一定程度上基于自身客观实际情况的主观评价。

核心自变量。本文的核心自变量为是否签约家庭医生。是否签约家庭医生,意味着是否参与家庭医生制度。

控制变量。为了更加精准的估计出核心自变量对因变量的影响,识别出更加纯粹的因果关系,需要选择合适的控制变量将除核心自变量以外能引起因变量变化的因素控制好。根据文献的梳理与总结,本文将控制因素分为个体因素、卫生保健服务因素。

根据数据的可得性,个体因素选择指标为:年龄、性别、受教育年限、家庭人均月收入;卫生保健服务因素选择指标为:享有基本医疗保险类型、医患关系是否变好、对医生与医院的信任程度、与最近基层医疗机构距离;地区类指标为:城镇化率。

对于所有变量的赋值及描述性统计见表1、表2。居民自评健康水平大部分处于“一般”状态,而实际调研家庭医生签约率只有5.2%,远低于官方公布数据。在卫生保健因素里,居民对于医生与医院的信任程度大部分也处于“一般”状态,同时医患关系未得到明显改善。

表1 变量赋值

	变量名称	命名	分类	具体赋值
因变量	自评健康水平	health	个体因素	1 = 很差, 2 = 较差, 3 = 一般, 4 = 良好, 5 = 很好
自变量	是否签约家庭医生	sign		0 = 未签约, 1 = 签约
	年龄	age		离散变量
	性别	male		0 = 女性, 1 = 男性
	受教育年限	education		离散变量
	家庭人均月收入	income		离散变量
控制变量	享有基本医疗保险类型	insurance	卫生保健服务因素	1 = 城镇职工基本医疗保险, 2 = 城镇居民基本医疗保险, 3 = 新型农村合作医疗, 4 = 无基本医疗保险
	医患关系是否变好	relation		0 = 未变好, 1 = 变好
	对医生与医院的信任程度	trust		1 = 很不信任, 2 = 比较不信任, 3 = 一般信任, 4 = 比较信任, 5 = 很信任
	与最近基层医疗机构距离	distance	地区因素	离散变量
	城镇化率	urbanization		离散变量

表2 变量描述性统计

变量名	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
自评健康水平	1 815	3.699	0.800	1	5
是否签约家庭医生	1 815	0.052	0.223	0	1
年龄	1 815	39.181	11.459	16	84
性别	1 815	0.488	0.500	0	1
受教育年限	1 815	15.327	6.014	6	24
家庭人均月收入(取对数处理)	1 815	7.848	0.795	5.521	10.021
享有基本医疗保险类型	1 815	1.647	0.874	1	4
医患关系是否变好	1 815	0.203	0.403	0	1
对医生与医院的信任程度	1 815	3.233	1.059	1	5
与最近基层医疗机构距离	1 815	2.552	1.719	0.5	5.5
城镇化率	1 815	0.599	0.196	0.393	0.863

2.3 研究方法

为探寻签约家庭医生与自评健康状况的关系,常用方法为多元回归分析。一般采用普通最小二乘法(OLS),但由于可能存在自选择偏差、内生性等问题,

影响结果准确性。因此,本文分别选择倾向得分匹配(PSM)与两阶段最小二乘法(2SLS),解决自选择偏差和内生性问题。

考虑到居民签约家庭医生不是一个随机行为,

也不是随机分配的结果,而是居民根据自身条件或实际需求做出的选择,是自选择的结果,因此可能存在自选择偏差。而倾向得分匹配法(PSM)通过计算倾向得分,选择与签约组匹配的对照组,避免了自选择导致的偏差,进而确保自评健康水平差异的原因是由签约家庭医生造成的,避免群体特征对结果的影响。同时,考虑到自评健康水平与家庭医生签约之间可能存在互为因果的关系,即身体健康状况更差而主动签约家庭医生,而不是由于签约家庭医生导致自评健康水平提升,因而产生内生性问题,故本论文进一步寻找工具变量构建两阶段最小二乘法(简称 2SLS)模型进行回归分析。

尽管这两种方法研究侧重不同,一个从源头入手,选择匹配的参照对象,另一个从过程入手,选择工具变量,但都能够更准确的鉴别变量之间的因果关系,克服通用计量方法存在的偏误。而同时使用两种方法,可以更加精准的估算出家庭医生签约对于自评健康水平的影响,确保因果效应的准确识别,让研究结果具有稳健性,增强可信度。

2.3.1 倾向得分匹配

倾向得分匹配法的基本理论是通过寻找处理组与控制组,进而使两组中的样本在预处理特征中通过匹配得到近似,从而保证处理效应是产生差异的根本原因,确保处理效应的结果为因果效应。关键部分在于通过倾向得分的计算,使两组内样本得分相同,确保试验的随机性,降低控制组样本选择产生的误差。

通过倾向得分匹配计算平均处理效应的一般步骤如下^[18]:

首先,选择控制变量 X_i 估计倾向得分。一般使用 Logit 回归。

$$P(X_i) = \frac{e^{X_i \beta_i}}{1 + e^{X_i \beta_i}} = \frac{1}{1 + e^{-X_i \beta_i}}$$

其次,进行倾向得分匹配。如果倾向得分计算较为准确,应使 X_i 在匹配后的处理组与控制组之间分布较均匀,即匹配后的两组均值 \bar{x}_{treat} 与 $\bar{x}_{control}$ 近似,这个过程称为“数据平衡”,通常针对每个协变量 X 计算“标准化差距”或“标准化偏差”,公式如下:

$$\frac{|\bar{x}_{treat} - \bar{x}_{control}|}{\sqrt{(s_{x,treat}^2 + s_{x,control}^2)/2}}$$

其中, $s_{x,treat}^2$ 与 $s_{x,control}^2$ 分别为处理组与控制组的变量的样本方差。通常情况下标准化差距不超过 10%

即为符合要求。

第三,根据匹配后样本进行回归分析。主要通过计算平均处理效应,表明核心自变量与因变量的影响是否显著。参加者平均处理效应(ATT)估计量的一般表达式为:

$$\begin{aligned} ATT &= \frac{1}{N_1} \sum_{i:D_i=1} (Y_i - \bar{Y}_{0i}) \\ &= E[Y_{1i} - Y_{0i} | D = 1] \\ &= E\{E[Y_{1i} - Y_{0i} | D = 1, P(X_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{1i} | D = 1, P(X_i)]\} \\ &\quad - E\{E[Y_{0i} | D = 0, P(X_i)] | D = 1\} \end{aligned}$$

在实践中,多采用不同的匹配方法,得到不同的结果进行比较,如果各个结果不存在明显的差异性,则说明结果具有稳健性,不依赖于具体方法;如果存在明显的差异性,则需要进一步探讨造成差异的原因。

2.3.2 两阶段最小二乘法

两阶段最小二乘法是解决内生性问题的有效方法,实践中经常采用 2SLS 进行回归分析。利用工具变量构建 2SLS 回归模型,分为两个阶段。

第一阶段,分离出内生变量的外生部分。将每个解释变量 X_1, \dots, X_k 分别对所有 L 个工具变量 $\{Z_1, Z_2, \dots, Z_L\}$ 作 OLS 回归,其中第 K 个解释变量 $X_k = (X_{1k}, \dots, X_{nk})'$, $n * 1, k = 1, \dots, K$ 。得到拟合值

$$\hat{x}_1 = Px_1, \hat{x}_2 = Px_2, \dots, \hat{x}_k = Px_k$$

其中 $P = Z(Z'Z)^{-1}Z'$ 为对应 Z 的投影矩阵。写成矩阵形式,可以定义

$$\begin{aligned} \hat{X} &= (\hat{x}_1, \hat{x}_2, \dots, \hat{x}_k) = P(x_1 x_2 \dots x_k) \\ &= PX = Z(Z'Z)^{-1}Z'X \end{aligned}$$

第二阶段,适用此外生部分进行回归。

由第一阶段可知 \hat{X} 恰好包含 K 个工具变量。使用 \hat{X} 为工具变量对原模型 $y = X\beta + \varepsilon$ 进行工具变量法估计:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{IV} &= (\hat{X}'X)^{-1}\hat{X}'y = (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'y \\ \text{将 } \hat{X} &= Z(Z'Z)^{-1}Z'X \text{ 带入得,} \\ \hat{\beta}_{2SLS} &= (\hat{X}'PX)^{-1}\hat{X}'Py \\ &= [X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X]^{-1}X'ZZ'y \end{aligned}$$

通过与误差项不相关,但是跟内生变量高度相关的工具变量,运用 2SLS 回归,解决如遗漏变量、度量误差、互为因果、样本选择等内生性问题,从而得到一致估计量。

3 实证研究

3.1 描述性分析

居民自评健康水平“较差”的签约家庭医生比例比未签约居民高 3.5%，签约居民自评健康水平“良好”和“很好”的比例比未签约居民高出 3.7%（表 3），造成这种现象的原因可能是身体健康较差的居民更倾向于签约家庭医生，健康较好的人群健康意识足，更倾向于签约家庭医生，也有可能自评健康水平与家庭医生签约不存在一定的因果关联，因此无法直接判定家庭医生签约对自评健康水平的影响，需进行进一步的研究分析。

表 3 家庭医生签约与自评健康水平交叉列联表/%

		自评健康水平				
		很差	较差	一般	良好	很好
是否签约	是	0	7.4	30.5	44.2	17.9
	否	0.5	3.9	37.2	42.4	16.0

3.2 OLS 回归分析

年龄、性别、受教育年限、家庭人均月收入、对医生与医院的信任、与最近基层医疗机构距离等因素与自评健康水平显著相关；在控制住其他变量的情况下，家庭医生签约与否对自评健康状况的影响不显著（表 4）。因此考虑可能存在内生性问题。内生性问题主要包括互为因果与遗漏变量偏误。由于目前中国家庭医生制度的目标群体多为老年人与慢性病患者，这些签约居民由于身体健康状况较差更需要基本医疗服务而选择主动签约家庭医生，产生互为因果的影响；或者可能存在遗漏变量偏误，由于居民的就诊习惯与个人就医偏好，可能对自身健康状况与家庭医生签约产生影响，而缺少相关变量将导致 OLS 回归结果产生偏差。

运用“豪斯曼检验”进行内生性检验，结果为 $\text{Pro} > \text{chi2} = 0.0105$ ，小于 0.05，原假设“ H_0 : 所有解释变量均为外生变量”不成立，因此认为存在内生性变量，导致普通 OLS 回归结果不够准确。

3.3 倾向得分匹配法

通过对多种匹配方法结果的比较，是否签约家庭医生对居民自评健康水平在 5% 的水平下产生显著性影响（表 5），多种匹配方法结果类似，在一定程度上证明了结果的稳健性，以卡尺匹配为准，签约家庭医生居民比未签约居民自评健康水平更高。

表 4 自评健康状况的 OLS 回归结果

变量	自评健康水平	
	Coef.	Std. Err.
是否签约家庭医生	0.074	0.079
年龄	-0.025 ***	0.002
性别	0.075 **	0.035
受教育年限	0.009 **	0.004
家庭人均月收入(取对数处理)	0.063 **	0.026
享有基本医疗保险类型	0.010	0.023
医患关系是否变好	0.064	0.044
对医生与医院的信任程度	0.115 ***	0.017
与最近基层医疗机构距离	-0.036 ***	0.010
城镇化率	0.128	0.098

注：Notes_Titles Standard errors in parentheses：

*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$

表 5 不同匹配方法平均处理效应结果

匹配方法	处理组平均	标准差	T 值
	处理效应 (ATT)		
自评 健康水平	一对—匹配	0.196 **	0.100
	K 近邻匹配	0.201 **	0.099
	卡尺匹配	0.206 **	0.980

注：Standard errors in parentheses

*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$

基于卡尺匹配，对匹配前后控制变量误差消减结果进行比较，匹配后大部分变量的标准化偏差绝对值均小于 10%，其中年龄、对医生与医院的信任程度的标准化偏差绝对值虽然未小于 10%，但均大幅度缩小（表 6）。证明匹配结果较为理性，数据得到了较好平衡。

3.4 两阶段最小二乘法

根据数据可得性，本文选择“医疗保险报销水平”作为工具变量。大多数地区政策规定，签约家庭医生有相应的优惠待遇，或免挂号费、免费体检，或提高医疗保险报销水平，这意味着签约家庭医生能减少个人医疗费用支出，享用更高的或相当于享受更好的医疗报销水平，满足工具变量与内生解释变量的相关性。同时，医疗保险报销比例由政策规定而成，不受个人因素影响，与居民自评健康水平并无直接关系，虽然报销比例与个人所拥有医疗保险类型相关，但是已经加入相关变量进行控制。因此，工具变量满足外生性，“医疗保险报销水平”在理论上满足工具变量条件。

表 6 自评健康水平回归变量误差消减状况

变量	样本	均值		标准偏误/%	误差消减/%	<i>t</i> -test	
		处理组	控制组			<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>
年龄	匹配前	43.5	38.914	40.8	54.6	3.77	0.000
	匹配后	43.5	45.582	-18.5		-1.16	0.248
性别	匹配前	0.522	0.487	7.0	-9.2	0.65	0.515
	匹配后	0.522	0.484	7.6		-0.55	0.585
受教育年限	匹配前	14.348	15.439	-19.4	74.6	-1.70	0.090
	匹配后	14.348	14.071	4.9		0.35	0.730
家庭人均月收入 (取对数后)	匹配前	7.900	7.850	6.5	80.9	0.59	0.553
	匹配后	7.900	7.890	1.2		0.09	0.931
享有基本医疗 保险类型	匹配前	2.663	2.56	11.7	68.3	1.15	0.251
	匹配后	2.663	2.69	-3.7		-0.25	0.805
医患关系 是否变好	匹配前	0.087	0.202	-33.2	85.9	-2.72	0.007
	匹配后	0.087	0.071	4.7		0.41	0.683
对医生与医院 信任程度	匹配前	3.587	3.209	36.4	71.2	3.34	0.001
	匹配后	3.587	3.478	10.5		0.74	0.459
与最近基层医疗 机构距离	匹配前	2.065	2.581	-30.5	82.1	-2.81	0.005
	匹配后	2.065	1.973	5.5		0.39	0.695
城镇化率	匹配前	0.750	0.592	83.2	96.1	7.62	0.000
	匹配后	0.750	0.744	3.3		0.23	0.818

加入工具变量后,在控制其他条件不变的情况下,家庭医生签约对自评健康水平在 5% 水平下存在显著性影响(表 7)。对比 OLS 与 PSM 结果,可以发现引入工具变量后,签约家庭医生对自评健康水平影响方向未发生变化,但系数发生明显变化,在解决内生性的基础上,进一步证明了签约家庭医生居民比未签约家庭医生居民的自评健康水平更高。

表 7 工具变量回归结果

变量	自评健康状况	
	Coef.	Std. Err.
是否签约家庭医生	2.058 **	0.904
年龄	-0.027 ***	0.002
性别	0.050	0.042
受教育年限	0.015 ***	0.005
家庭人均月收入(取对数处理)	0.081 ***	0.031
享有基本医疗保险类型	0.009	0.027
医患关系是否变好	0.115 **	0.056
对医生与医院的信任程度	0.095 ***	0.021
与最近基层医疗机构距离	-0.025 *	0.013
城镇化率	-0.298	0.224

注: Notes_Titles Standard errors in parentheses:

*** $P < 0.01$, ** $P < 0.05$, * $P < 0.1$

在控制住其他变量的情况下,签约家庭医生对自评健康状况有正向促进作用,可与签约家庭医生建立稳定的服务关系,能够获得更好的医疗服务以

及个性化的生活方式指导和健康促进方案。此外,通过与上级医院建立绿色转诊通道,便于更快获得专科服务,且各地推进家庭医生服务中采取的医保激励措施,也使得基层医保报销比例下调,增强了居民对医改的获得感。这都有助于居民健康状况的改善,最终对居民自评健康状况产生影响。

在其他影响因素中,年龄、受教育年限、家庭人均月收入、医患关系是否变好、对医生与医院的信任程度对自评健康水平存在显著性影响。其中,受教育年限与家庭人均月收入在一定程度上代表了人的社会经济地位,一般而言,社会经济地位越高,相对生活质量更高,追求健康生活方式的动机更强,维持健康生活方式的能力也越强^[19],而社会经济地位较低的人,则会比其他社会群体遭遇更多的健康风险和疾病^[20];医患关系与对医生与医院的信任程度对自评健康状况存在显著性影响,一定程度上说明健康感受并不完全取决于疾病和健康真实状况,而是与医患关系、信任有关,更高的信任程度有助于提升患者对医生与医院的认可,进而减少患者的焦虑程度,促进患者的自我恢复意识,有利于疾病的康复与健康状况的改善。

在引入工具变量以后,还需要对工具变量是否合格进行检验。运用“最小特征值统计量法”进行弱工具变量检验,检验结果 F 值为 18.4923,大于临界

值 10, 通过了弱工具变量检验, 不属于弱工具变量, 因此认为本研究所选择工具变量为有效工具变量。

4 结论与讨论

家庭医生通过与居民构建稳定的契约关系, 形成签约居民健康管理的良性互动, 为其提供基本医疗卫生服务, 满足其医疗服务需求, 成为签约居民健康的“守门人”。但由于健康是一个长期的动态过程, 而我国家庭医生制度实施时间较短, 描述性分析与 OLS 回归都无法验证家庭医生签约对居民自评健康水平的影响, 因此本文通过运用倾向得分匹配与工具变量进行回归, 寻找与签约居民匹配的对照组, 发现签约人群与未签约人群存在自评健康水平差异, 验证了家庭医生签约对居民自评健康水平存在显著的正向促进作用。其次, 验证了收入和受教育年限等社会经济因素对自评健康水平有影响, 揭示了医患关系和谐状况和信任程度等医疗服务因素也对自评健康水平有显著性影响, 说明主观健康感受并不完全取决于疾病和健康真实状况, 有效的健康管理和服务能够提高自评健康感受。

基于本文实证研究结果, 联系我国实际, 如何更好的推进签约家庭医生制度和服务, 值得进一步关注。第一, 如何进一步提升家庭医生签约率。2017 年底我国超过 5 亿人拥有家庭医生^[21], 比例达到 35.97%, 完成了初级目标。针对 2020 年将“力争签约服务扩大到全人群, 形成长期稳定的契约服务关系, 基本实现家庭医生签约服务制度全覆盖”的政府目标设定^[22], 在老年人和慢性病患者等重点人群绝大多数签约的基础上, 如何吸引更多居民签约家庭医生, 扩大家庭医生签约覆盖率, 是全面推广家庭医生签约服务与提升家庭医生签约服务质量的关键。第二, 如何确保家庭医生签约率质量。本次调研家庭医生签约率只有 5.23%, 与官方公布数据差距较大, 可能调查样本存在一定偏差, 但目前“为签而签”现象客观存在, 影响居民签约认知, 需要正确对待。如医院和医生为完成硬性签约指标, 直接与大量学生完成一次性签约指标, 硬性要求孩子家长填表签约家庭医生, 或居民在医院建立个人健康档案, 即被视为签约家庭医生。可见, “被签约”现象也是居民感知度低的重要原因。如何加大家庭医生的宣传提高家庭医生制度设计的知晓率, 改善居民对于家庭医生签约的认知, 使“被签约者”的人群转变为真实的签约者, 是接下来需要认真对待的关键一环。第

三, 如何借助家庭医生制度推进基层医疗服务的发展。家庭医生多以基层医疗为平台, 提供医疗保健服务。但目前我国基层医疗资源匮乏、利用率较低, 医疗服务能力有限, 难以吸引居民基层就医。有效的家庭医生制度设计和实施, 可以促进基层医疗资源的配置效率与基层医疗服务的利用率, 改善基层医疗服务质量和水平。应该进一步调整和完善家庭医生制度, 强化家庭医疗服务特色和激励, 增强对居民就诊和健康咨询的吸引力, 确保家庭医生提供的医疗服务可以满足签约居民的基本医疗需求与个性保健需求, 进而提升基层医疗服务水平、改善基层医疗服务状况, 让百姓真正从签约家庭医生获益。

本文还存在一定的局限性。健康水平是一个长期动态变化过程, 本文所用截面数据无法对健康水平变化进行动态监测, 无法有效观测到家庭医生签约服务对签约居民健康水平的长期影响, 受困于数据的限制, 为了解决自选择与内生性问题, 本文最终选择了倾向得分匹配法与利用工具变量尽可能识别出家庭医生签约对自评健康水平的影响。同时, 本次研究未涉及到签约居民对家庭医生服务的选择与利用, 难以选用合理的变量代表家庭医生签约服务具体实施情况。因此, 针对本文的局限性, 本研究将进一步拓宽并加深对我国家庭医生的研究, 设置更加具有代表性的指标, 更加真实、客观的反映家庭医生签约服务实施与居民健康水平变化, 并选择其他科学指标评估家庭医生政策的实施效果, 构建面板数据进行实证研究, 为家庭医生政策在我国更好的推广与实施提供建议。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

参 考 文 献

- [1] WHO. The World Health Report 2008: primary health care—now more than ever [R]. 2008.
- [2] 芦炜. 长宁家庭医生制度的政策实践及其影响的分析——基于利用与供给的考察 [D]. 上海: 复旦大学, 2014.
- [3] Quimbo S, Peabody J W, Javier X, et al. Pushing on a String: How policy might encourage private doctors to compete with the public sector on the basis of quality [J]. Economics Letters, 2011, 110(2): 101-103.
- [4] Boyle S. United Kingdom (England): Health system review [J]. Health Systems in Transition, 2011, 13(1): 1.
- [5] Healy, Judith, Sharman, et al. Health systems in transi-

- tion: Australia: health system review [J]. Consult Méd, 2006, 12(2) : 227-228.
- [6] Cesur R, Güneş P M, Tekin E, et al. The value of socialized medicine: The impact of universal primary healthcare provision on mortality rates in Turkey[J]. Journal of Public Economics, 2017: S0047272717300506..
- [7] 上海市人民政府. 上海市人民政府关于印发上海市深化医药卫生体制改革近期重点实施方案的通知. [EB/OL]. (2011-06-21). <http://www.shanghai.gov.cn/nw2/nw2314/nw2319/nw2404/nw26256/nw26257/u26aw27894.html>
- [8] 国家卫生和计划生育委员会. 关于做实做好 2017 年家庭医生签约服务工作的通知 [EB/OL]. (2017-05-04) . <http://www.moh.gov.cn/jws/s3581r/201705/ecd779e08d7f4ec4b2e13905ace5c39d.shtml>
- [9] 廖秉琼. 家庭医生团队对社区 65 岁以上老年人不良生活习惯的干预及效果评价[J]. 广东医学, 2016, 37(1) : 201-202.
- [10] 陈璟瑜, 姜明霞, 鲍勇. 家庭医生签约服务对社区贫困老人健康管理的影响[J]. 中国全科医学, 2013, 16 (34) : 3355-3357.
- [11] 邱芬, 曹乾, 蒋露露, 等. 个体自评健康状态的影响因素研究[J]. 中国全科医学, 2011, 14(7) : 746-748.
- [12] 庄润森, 向月应, 韩铁光, 等. 深圳社区居民健康影响因素自评状况调查[J]. 中国公共卫生, 2014, 30(6) : 776-779.
- [13] 吕亚. 吸烟饮酒对健康风险的影响分析及政策建议 [D]. 北京: 北京理工大学, 2015.
- [14] 刘一伟. 收入与医疗保险对健康的影响及其机制分析 [D]. 上海: 华东理工大学, 2015.
- [15] 廖庆梅, 吴际纬. 医疗卫生综合服务水平对健康产出的影响分析[J]. 中国卫生经济, 2016, 35(12) : 58-59.
- [16] 曲玉波. 和谐医患关系对健康与公平的影响及路径选择[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2010, 13 (2) : 47-51.
- [17] 朱慧勤, 姚兆余. 社会信任对城市居民健康状况的影响[J]. 城市问题, 2015(9) : 94-98.
- [18] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014.
- [19] 王甫勤. 社会经济地位、生活方式与健康不平等[J]. 社会, 2012(2) : 125-143.
- [20] Braveman P. Health disparities and health equity: concepts and measurement. [J]. Annu Rev Public Health, 2006, 27(27) : 167-194.
- [21] 国务院妇女儿童工作委员会. “2017 中国家庭医生论坛”举行超 5 亿人有了自己的家庭医生 [EB/OL]. (2017-12-18) . http://www.nwccw.gov.cn/2017-12/18/content_189167.htm
- [22] 国家卫生和计划生育委员会. 关于印发推进家庭医生签约服务指导意见的通知 [EB/OL]. (2016-06-06) . <http://www.nhfpc.gov.cn/tigs/s3577/201606/e3e7d2670-a8b4163b1fe8e409c7887af.shtml>

[收稿日期: 2018-07-06 修回日期: 2018-12-25]

(编辑 赵晓娟)