贫困地区医疗资源配置与老年人健康

卓日娜图娅

（西北农林科技大学 经济管理学院，陕西 杨凌 712100）

摘　要：贫困地区农村老年人健康是合理优化农村医疗资源配置的重点。通过联立方程检验卫生可及性对农村老年人就医行为的影响，以及就医行为与健康之间的相互影响关系，研究发现：卫生可及性无论对老年人村镇医疗机构还是县市级医疗机构的选择均有显著影响，选择到村镇医疗机构就医的老年人有较好的健康自评状况，同时健康自评越高的老年人到村镇医疗机构就医的概率越高；而选择到县市级医疗机构就医的老年人健康自评相对较差。同时，健康知识无论对老年人自身健康状况还是就医行为，都有显著的正向作用。

关键词：卫生可及性；农村医疗；老年人健康；就医行为；资源配置

中图分类号：C913.4　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2017)04－0087－12

二元制度体制下，医疗资源配置与利用在城乡之间呈现不平衡的特征[1]。已有研究表明，城乡医疗资源配置不平等不仅在很大程度上影响居民健康，同时也阻碍居民健康水平的提升[2]。通常来说，老年人健康折旧率高、健康存量低，且个体健康资本供给日趋下降[3]，总体健康状况较差。尤其在广大贫困地区，普遍存在医疗网点不完善、范围小、可及性差等问题，这就对医疗资源的合理配置提出更高的要求。合理优化医疗资源配置，保障老年人晚年福利和促进老年人健康，是实现人力资本可持续发展，推进“积极老龄化”的重要内容，同时也是缓解贫困地区农户“因病致贫”，尤其是防止“因病返贫”等现象发生的重要举措。

卫生可及性作为医疗资源分配的一个重要方面，其背后映射着医疗资源分配是否公平的问题。通常来说，配置越合理，可及性越强，居民获取医疗服务越便利，对其健康的提升有促进作用。但国内外对关于卫生可及性对健康影响的研究却鲜有一致性结论[2,4－8]。理论上来说，对医疗资源的需求是健康的引致需求[9]，卫生可及性并不直接作用于老年人健康，而是通过老年人对医疗资源的利用从而满足其健康需求的。同时，医疗服务利用与健康之间也有相互关系，老年人对医疗资源利用的不同导致不同的健康结果；而老年人本身的健康水平也决定了其对医疗资源的不同选择，因身强力壮而不去选择更好的医疗资源，并不能断定是资源分配不均所导致。因此，研究卫生可及性通过老年人医疗资源利用影响其健康的机理和结果，能够为合理优化贫困地区医疗资源配置提供参考依据。

一、卫生可及性、就医行为与健康的影响机理分析

医疗资源配置对居民健康的影响得到大量文献的识别，其中卫生可及性衡量着医疗资源配置体系的公平和效率，其对健康的影响已被学者们验证[10]。例如，Thomas and Strauss 利用加纳 1996 年的生存标准数据分析了卫生可及性和质量对于儿童健康的影响，得出身体质量指数（BMI）与卫

收稿日期：2017－03－18　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2017.04.009

基金项目：国家自然科学基金项目（71373209）

作者简介：卓日娜图娅（1988—），女，蒙古族，西北农林科技大学经济管理学院博士研究生，主要研究方向为健康（卫生）经济学。E－mail：tuya@nwsuaf.edu.cn

生可及性有显著的负相关[8]。Frankenberg 利用固定效应模型对印度尼西亚的卫生可及性和儿童死亡率进行研究,结果表明卫生可及性确实能够显著降低儿童死亡风险[11]。国内关于卫生可及性对健康影响的研究较多,宋月萍、谭琳对2000年中国营养健康数据实证研究发现,农村地区卫生可及性对农村儿童整体健康水平作用不显著,且未能满足低教育水平和贫困家庭儿童的健康需求[12];苗艳青根据江苏、山东、河南、四川四个省农村的入户调研数据的研究结果表明,卫生可及性可以显著改善农民患病率[4]。辛怡同样对中国营养健康数据就农村卫生可及性与农民健康关系进行了研究,发现医疗卫生可及性的方便程度对农民健康有显著影响[5]。从已有研究来看,可及性的增加,更有利于居民获取医疗资源,但可及性对健康的影响鲜有一致性结论。除了选取的实证方法与数据口径的不一致,还有一个可能的原因在于对卫生可及性与健康二者关系在内在逻辑上存在不一样的理解。卫生可及性对健康的影响可以解释为医疗资源配置是否能满足人们对医疗资源的需求,对医疗资源的需求是健康的引致需求,所以人们是通过对医疗资源的利用从而满足健康需求的。换句话说,卫生可及性不会对人们的健康状况有直接作用,而是通过人们对现有医疗资源的利用来满足其健康需求的。因此,破解医疗资源配置对健康的影响这一问题,需要从医疗资源利用行为这一视角考虑。

就医行为是近些年国内外关于医疗资源利用的一个研究热点。胡思洋利用湖北省农村地区调研数据对老年人就医行为进行研究,发现社会结构、健康信念对老年人就医行为影响不显著,而医疗保险是对老年人就医行为有显著影响[13],然而模型中没有纳入健康状况进行考察。张丽珍对1992年浙江老年人的调查数据用 Logistic 模型分析,发现老年人就医行为主要受个人健康状况、医疗费用承担和经济状况三个主要方面的显著影响[14]。Rittner and Kirk 利用社会网络和生活质量数据,调查1083位低收入老年人,发现大部分健康自评差或很差的老年人,由于缺少家庭和社会的支持,在使用公共交通系统上有潜在障碍,从而影响了其对医疗资源的使用[15]。农村地区的老年人更倾向于选择社区医院或镇卫生所,同时他们的健康水平也相对较差[1]。研究多对就医行为的影响因素进行分析,如可及性和健康情况如何影响他们的就医选择;然而,现有研究对可及性如何通过就医行为影响健康,特别是就医行为和健康的相互关系没有足够的关注和实证资料。

综上所述,现有研究通常将卫生可及性作为一个主要外生变量纳入健康需求方程,考察其对健康的直接影响,卫生可及性并不是影响健康的直接原因,而是通过就医行为满足其健康需求的。此外,一些研究忽略了就医行为在资源配置对健康影响中的作用,对健康与行为的相互间的内在逻辑把握不足,基于这一判断的对资源配置公平与否的认识就会产生偏差。因此,有必要系统地考察卫生可及性如何影响就医行为,以及就医行为和健康之间的相互影响的机理。通过对上述文献的梳理,本文建立了贫困地区医疗资源配置对老年人健康影响机理的逻辑框架(图1)。与以往研究不同,本文变量之间的影响不是单一的,就医行为与健康之间相互决定,因此建立联立方程系统从卫生可及性的角度研究贫困地区医疗资源配置对老年人健康的影响,探索卫生可及性、就医行为和老年人健康之间的内在关系和影响机理。

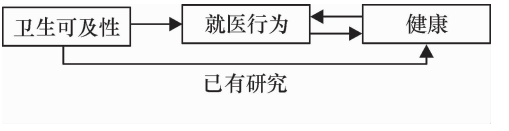


图1 卫生可及性、就医行为与健康的逻辑框架

二、模型构建、变量选取与数据来源

(一)模型构建

本文模型的构建主要基于 Grossman 关于健康人力资理论和 Anderson 的医疗资源利用行为理论基础之上。Grossman 将收入、教育、年龄、性别、种族、婚姻、个人行为、环境污染以及医疗服务纳入健康生产函数加以研究,考察了各个因素对健康和医疗服务需求的影响程度[3]。Anderson 研究

为什么以及如何使用医疗服务,包括三个方面的因素倾向特征、能力资源(个人与家庭资源、社会资源)以及需求因素(健康需要)对个人医疗使用状况的影响[16]。由于所考察变量之间的关系是双向的,即健康与就医行为互为因果,结合有关学者研究对于该理论的修正和补充[3,17-19],构建如下联立方程:

$$B = \beta_0 + \beta_1 H + \beta_2 \log(inc) + \beta_3 \log(age) + \beta_4 edu + \beta_5 insur + \beta_6 mar + \beta_7 gen + \beta_8 knlg + \beta_9 chroni + \beta_{10} dist + \beta_{11} wait + \beta_{12} long + \beta_{13} equip + \beta_{14} quan \quad (1)$$

$$H = \alpha_0 + \alpha_1 B + \alpha_2 \log(inc) + \alpha_3 \log(age) + \alpha_4 edu + \alpha_5 insur + \alpha_6 mar + \alpha_7 gen + \alpha_8 knlg + \alpha_9 chroni + \alpha_{10} activ \quad (2)$$

式(1)行为方程检验卫生可及性对就医行为的影响,以及健康存量对就医行为的决定作用。健康方程(2)主要考察行为、收入和其他变量对健康的影响。

(二)变量选取

1. 健康变量 H。健康不仅是人力资本的重要组成部分,也是衡量人类发展和福祉的一个重要价值维度。世界卫生组织将健康定义为"不仅仅是没有疾病或体质强健,而是生理和心理的健康,以及社会适应性相统一的完美状态"。过往研究表明,社会关系、社会支持与生理健康、心理健康与寿命之间存在正向的因果关系[20-21]。特定的社会情境、家庭内部与社区间的关系,甚至是农村老年人获取资源的能力,都决定了老年人不一样的生理健康状况,心理感知和社会适应性。已有研究中,学者大多采用健康自评作为测度健康的变量[22-23],反映被调查对象在调查时期内健康的状况[24]。所以根据贫困地区农村老年人的日常生活和健康行为特点,改进了健康自评量表①,从生理、心理和社会三个维度描述和衡量健康状况。该量表涉及上述三个方面共 27 个自测问题(如表 1 所示),每项由 1 -5 从差到好五个评分项组成,得分越高表明健康情况越好。

表 1　健康自评测量

健康状况	自评指标	健康状况	自评指标
生理健康	视力	心理健康	生活满意度
	听力		日常安全感
	食欲		平时心情
	肠胃功能		孤独感
	劳累程度		记忆力
	睡眠质量		思考、处理问题能力
	疼痛感知		
	日常起居	社会健康	家庭和睦程度
	家务劳动		邻居、亲友伙伴数量
	饮食功能		亲朋联络情况
	弯腰、屈膝等功能		社区活动参与
	步行三公里		对家庭依赖程度
	较大消耗的劳动		对亲戚朋友依赖程度
	与同龄人相比自评		寻求他人帮助能力

注:每个指标的分项为:1 = 非常差,2 = 比较差,3 = 一般,4 = 比较好,5 = 非常好。

2. 就医行为 *B*。研究中一般采用实际就医情况,是否去就医,住院天数或就医天数[25]、医疗费

① SRHMS 为自评量表,由自测生理健康、心理健康和社会健康三个评定子量表组成,用于 14 岁以上各类人群(尤其是普通人群)的健康测量;它从定量化的角度,较为直观、全面、准确地反映了个体的健康状况,且易于管理和操作。因此 SRHMS 可以广泛应用于很多领域,是健康测量的一个有效手段。

用以及生病时对医疗机构的选择[26]。其中对医疗机构的选择不仅反映了农户会否积极利用医疗资源,同时也反映了各级医疗机构配置所提供的服务对农村居民医疗需求的满足情况。在农村地区,三级医疗服务机构网络已基本建立,以县级以上医院为龙头,基层医疗机构(村镇卫生室、卫生院)承载农村地区基本预防和保健作用。根据二者医疗资源配置空间上分布和承载的服务导向不同,选择村镇卫生机构就医和选择县市级以上医院就医两个就医行为变量。

3. 卫生可及性 *dist*。结合已有研究经验[4],并且根据就医行为(村镇卫生机构就医和市级以上医院就医)的不同,本文选取到村镇卫生机构距离和到市级医院距离①表征卫生可及性。据 Penchansky 对卫生可及性的研究[27],可及性还涵盖需方对医疗服务方是否满意。所以本文选取被调查者对医疗机构的评价作为其他可能影响就医行为的描述性控制变量。

4. 其他控制变量 X。与其他研究研究一致[28],引入其他可能影响老年人健康或医疗资源利用行为的变量,主要有性别、年龄、教育、收入、婚姻状况、劳动强度、医疗保险、了解健康保健指数作为本研究的控制变量。健康自评是基于受访者对于自我健康情况的一个主观描述,可能与其客观的健康状况有所偏差[29]。客观的身体状态会影响老年人的生活质量的评价[30],也会影响老年人对医疗机构的选择。因此引入是否有慢性病作为描述客观健康状况的控制。具体变量解释和说明见表2。

表2 变量的描述性统计

变量名	定义	均值	标准差
健康自评变量 H			
健康总分 H_1	SRHMS 自测评分	88.814	19.427
生理健康 H_2	生理健康部分自测评分	49.139	9.733
心理健康 H_3	心理健康部分自测评分	20.124	4.984
社会健康 H_4	社会健康部分自测评分	24.261	5.026
就医行为变量 B			
村镇卫生机构就医行为 B_1	是否到村镇卫生机构就医(是=1,否则=0)	0.186	0.390
县市级医疗机构就医行为 B_2	是否到县市级医院就医(是=1,否则=0)	0.227	0.420
卫生可及性			
村镇卫生机构可及性 *dist1*	到村镇卫生机构距离(里)	18.995	28.530
县市级医疗机构可及性 *dist2*	到市级以上医疗机构距离(公里)	39.825	6.683
等待时间 *wait*	认为等待时间长=1,否=0	0.032	0.178
交通情况 *long*	认为交通不便=1,否=0	0.125	0.331
医疗设备 *equip*	认为设备落后=1,否=0	0.172	0.378
医护人员 *equip*	认为医护人员少=1,否=0	0.180	0.384
个人及家庭控制变量			
收入 *inc*	2013 年家庭人均收入(取对数)	8.445	1.136
年龄 *age*	受访者实际岁数	64.745	9.216
受教育程度 *edu*	小学以下=1,小学=2,初中=3,高中=4,大专及以上=5	1.364	0.729
婚否 *mar*	是(配偶健在)=1,否则=0	0.752	0.432
医疗保险 *insur*	是否有医疗保险(是=1,否则=0)	0.925	0.264
性别 *gen*	男=1,女=0	0.527	0.500
健康保健知识 *knlg*	是否了解健康保健知识(是=1,否则=0)	0.482	0.500
劳动强度 *avtiv*	每天打工/干农活时长(小时)	3.694	3.814
慢性病 *chronic*	是否患有慢性病(是=1,否则=0)	0.782	0.413

注:健康自评总分为生理、心理和社会自评分加总。

① 调查发现,大多数受访者对市级以上医疗机构的选择一般为固原市原州区人民医院,极少数选择其他医院。所以到市级医疗机构距离一般指到该医院距离。

(三)数据来源

项目组于2013 年 11 月对典型贫困地区——宁夏回族自治区固原市周边 7 个乡镇的农村居民就贫困地区老年人健康情况进行了问卷调查。西海固地区生态极其脆弱,自然环境恶劣,1972 被联合国粮食开发署确定为最不适宜人类生存的地区之一。从社会经济状况看, 2015 年固原市贫困人口基本占宁夏贫困人口的 48% 左右。所以,选取该地区作为贫困地区老年人健康情况研究的调查地区具有一定的典型性。考虑到该地区调研难度和农村老年人具体情况,调查对象为当地 50 岁以上的老年人。调研内容包括本人及家庭人口统计学信息、老年人健康情况、居住安排、饮食习惯、养老情况就医等情况等,采取直接入户调查的方式,回收问卷 544 份,剔除无效问卷后最终形成适合本研究方案的 520 份有效问卷,有效率为 95.6% 。

(四)模型的识别以及内生性检验

本文研究中,行为和健康是同时被决定的内生变量,故采用联立方程系统判断变量之间的相互决定关系[31]。首先,联立方程的建立需要注意方程的识别问题,只有方程的设立是可识别的,才能进行估计。满足方程识别的条件一般通过简化型方程的阶条件和秩条件。从阶条件看,方程(1)被斥变量的个数为 1,方程(2)被斥个数为 5。从秩条件看,方程(1)和(2)的简化形式系数矩阵如下:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_0 & 0 & -\alpha_1 & -\alpha_2\cdots-\alpha_3 & -\alpha_{10} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_1 & 0 & -\beta_0 & 1 & -\beta_2\cdots-\beta_9 & 0 & -\beta_{10} & -\beta_{11} & -\beta_{12} & -\beta_{13} & -\beta_{14} \end{bmatrix}$$

方程(1)和方程(2)的被斥变量系数矩阵如下:

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_0 & -\beta_{10} & -\beta_{11} & -\beta_{12} & -\beta_{13} & -\beta_{14} \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} -\alpha_0 & -\alpha_{10} \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

方程(1)和方程(2)被斥矩阵系数的秩均为 1,等于方程个数减 1,满足秩条件的充要性,联立方程可以识别;从阶条件看,方程(1)为恰好识别的方程,而方程(2)是过度识别的。

其次,就医行为和健康,在联立方程模型中相互决定、互为因果,可能存在内生性的问题,因此需要对上述两个主要因变量进行内生性检验。本文采用 Durbin - Wu - Hausman Test 进行内生性检验,判断两个阶段拟合产生的 J 统计量测差异是否显著为 0,如果显著,则拒绝原假设,说明两个变量存在内生性关系[32]。采用到卫生机构的最近距离作为工具变量对就医选择行为与健康自评进行内生性检验。结果如表 3 所示,生理健康、社会健康和选择到村镇卫生院就医两阶段 J 统计量差异为 4.913 和 2.804,在 5% 和 10% 的置信水平下拒绝了行为变量是外生的原假设;对于市级以上医院就医行为,生理健康、健康总评和行为通过了内生性检验。而对于存在内生性的因变量,需采用工具变量法进行估计,本文选取到最近医疗机构距离作为村镇一级就医行为和健康的工具变量,选取到市级以上医院距离为行为和健康的工具变量,并对工具变量进行弱工具变量检验。结果表明,F 统计量分别为 10.918 和 10.406,大于在 15% 水平上的 Yoho 临界值 8.96,拒绝了工具变量是弱工具变量的原假设,不存在弱工具变量的问题[33]。对于没有通过内生性检验的模型,使用工具变量法进行估计所得到的结果一致,但非有效的。同时,考虑两个方程的误差项的异方差性以及误差项可能存在相关,即可能存在其他没有观测到或者没有被包括到模型中的变量可能共同影响到健康和就医行为,故本文采用似不相关回归(Seemly Unrelated Regression)对不存在内生性的模型进行估计。SUR 估计能够大幅增加估计的有效性[34],避免由于未被观测到的变量对模型残差项之间可能产生的共同影响,以控制各方程残差之间的相关性,所以 SUR 估计方法可以更有效的控制方程组扰动项之间序列相关。而模型中其他存在内生问题的联立方程系统采用工具变量法(IV)估计。

表3 内生性及弱工具变量检验

变量	村级卫生机构就医行为				市级卫生机构就医行为			
	J统计量差异	P值	Cragg-Donald F统计量	Stock-Yoho 临界值	J统计量差异	P值	Cragg-Donald F统计量	Stock-Yoho 临界值
生理健康	4.913	0.027**	10.981	8.96(15%)	9.186	0.002***	10.406	8.96(15%)
心理健康	0.018	0.894	–	–	0.001	0.973	–	–
社会健康	2.804	0.094*	10.981	8.96(15%)	0.679	0.410	–	–
健康总评	0.438	0.508	–	–	4.131	0.042**	10.406	8.96(15%)

注:*、**、***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著

三、医疗资源配置、就医行为对老年人健康的影响

(一)基于村镇卫生机构可及性的就医行为与健康回归结果

基于村镇卫生机构可及性的联立方程回归结果(见表4)表明,卫生可及性对农村老年人就医行为有显著的负面影响。到卫生机构距离每增加一里,到村镇卫生机构就医概率发生比下降0.2%,在对医疗机构的评价中,认为交通不便的老年人到村镇卫生机构就医的发生比仅为认为交通便利的老年人的85.0%(在生理健康的行为方程中为85.3%,心理健康的行为方程中为85.2%,社会健康的行为方程中为84.5%)。其他对卫生可及性评价对农村老年人到村镇医疗机构就医行为的影响并不显著。

从村镇卫生机构就医行为和健康自评的关系看,健康自评越高的老年人到村镇医疗机构就医的概率越高,相应地,到村镇医疗机构就医的老年人有更好的健康自评情况。控制其他变量不变的情况下,健康总评每提高一分,生理健康自评每提高一分,到村镇医疗机构就医的概率发生比上升0.4%和0.6%;相对应的,到村镇医疗机构就医的老年人比其他老年人健康自评总分高4.90分,生理健康自评高3.06分。

从其他个体和家庭特征看,收入越高,健康总评越高;收入每增加1%,健康自评增加1.96分。年龄每上升1%对健康总评有显著的负效应,健康总评下降10.67分。受教育水平每提高一个水平,健康自评显著增加2.77分。购买医疗保险的农村老年人健康自评比没有购买医疗保险的高4.27分。男性的健康自评总分比女性高4.89分。了解健康保健知识的老年人健康总评比不了解的高2.97分。劳动强度每增加1小时,其健康自评上升0.36分,进行农业劳动或外出务工的老年人,会呈现更为良好的健康自评状况。慢性病显著降低了老年人的健康自评,患有慢性病的老年人健康自评比其他老年人低6.71分。

从影响老年人生理、心理和社会健康的不同因素看,收入对上述三者有显著的正向影响。年龄对老年人的生理和社会健康有负效应,对其心理健康的影响并不显著。随着年龄增长,老年人生理健康水平不断下降,对其社会适应性也有负面影响。医疗保险对老年人生理和心理健康没有显著影响,但对农村老年人的社会健康有积极影响,保障了老年人在社会网络中的安全感和适应能力。结婚与否对健康总评和生理、社会健康没有显著影响,但对生理健康自评有负面影响。除了社会健康,农村老年人的健康自评在性别上存在差异,男性的健康总评、生理和心理健康比女性高4.89分,3.58分和1.02分。了解健康保健知识能显著促进健康自评,尤其是心理和社会健康自评,但对生理健康影响不显著。而劳动强度能显著提高老年人的健康总评和生理健康自评。患有慢性病的老年人生理健康和心理健康比没有慢性病的显著低5.11分和1.57分,但对社会健康自评没有显著影响。

表 4　村镇卫生机构就医行为回归结果

变量	健康总评 H_1(SUR)		生理健康 H_2(IV)		心理健康 H_3(SUR)		社会健康 H_4(IV)	
	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程
H	0.004***	–	0.006***	–	0.002	–	0.012	–
	(0.001)		(0.002)		(0.004)		(0.013)	
B_1	–	4.898***	–	3.055***	–	0.186	–	1.764
		(1.385)		(0.950)		(0.467)		(2.087)
log(*inc*)	−0.016	1.963***	−0.013	1.004***	−0.006	0.731***	−0.012	0.450**
	(0.015)	(0.480)	(0.015)	(0.329)	(0.015)	(0.161)	(0.017)	(0.184)
Log(*age*)	−0.027	−10.668**	−0.010	−5.475*	0.030	2.272	−0.004	−6.752***
	(0.038)	(4.508)	(0.037)	(3.091)	(0.036)	(1.519)	(0.055)	(1.732)
edu	0.007	2.768***	0.010	1.969***	0.026	0.643**	0.018	0.246
	(0.026)	(0.835)	(0.026)	(0.572)	(0.025)	(0.281)	(0.028)	(0.324)
insur	0.024	4.269**	0.035	1.688	0.050	0.454	0.020	1.999**
	(0.064)	(2.045)	(0.064)	(1.401)	(0.064)	(0.687)	(0.073)	(0.792)
mar	−0.011	−2.287	−0.001	−2.401**	−0.003	0.137	−0.021	0.215
	(0.040)	(1.401)	(0.040)	(0.960)	(0.040)	(0.471)	(0.045)	(0.538)
gen	0.017	4.886***	0.016	3.580***	0.033	1.023**	0.033	0.744
	(0.037)	(1.179)	(0.037)	(0.808)	(0.037)	(0.396)	(0.037)	(0.456)
knlg	−0.003	2.971***	0.006	0.582	0.007	1.033***	−0.009	1.624***
	(0.035)	(1.106)	(0.035)	(0.758)	(0.035)	(0.372)	(0.040)	(0.425)
avtiv	–	0.356**	–	0.312***	–	0.040	–	−0.034
		(0.159)		(0.109)		(0.054)		(0.062)
chronic	0.062	−6.706***	0.060	−5.110***	0.031	−1.565***	0.040	−0.616
	(0.044)	(1.370)	(0.044)	(0.939)	(0.044)	(0.460)	(0.046)	(0.525)
*dist*1	−0.002***	–	−0.002***	–	−0.002***	–	−0.002***	–
	(0.001)		(0.001)		(0.001)		(0.001)	
wait	−0.095	–	−0.097	–	−0.104	–	−0.107	–
	(0.102)		(0.102)		(0.103)		(0.103)	
long	−0.162***	–	−0.159***	–	−0.160***	–	−0.168***	–
	(0.052)		(0.052)		(0.052)		(0.053)	
equip	−0.019	–	−0.018	–	−0.015	–	−0.015	–
	(0.047)		(0.047)		(0.048)		(0.048)	
quan	0.044	–	0.047	–	0.047	–	0.037	–
	(0.046)		(0.046)		(0.046)		(0.048)	
R^2	0.046	0.238	0.045	0.224	0.045	0.132	0.050	0.121
Obs	519		519		519		519	

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号中为稳健标准误

(二)基于县市级卫生机构可及性的就医行为与健康回归结果

通过对县市级医疗机构就医行为的联立方程组回归(见表 5),发现卫生可及性对农村地区老年人到县市级医疗机构的就医行为有显著影响。在健康总评的行为方程中,到县市级医疗机构距离每增加 1 公里,老年人就医的概率发生比下降 0.90%(生理健康的行为方程中该值为 0.80%)。在对医疗机构的评价中,与那些认为交通便利的老年人相比,认为交通不便的老年人到市级医疗

机构就医的概率发生比是他们的77.3%(在生理健康的行为方程中为77.2%,在心理健康的行为方程中为77.3%,社会健康的行为方程中为76.8%);认为设备等条件不好的老年人到县市级医疗机构就医的概率发生比是其他老年人的82.4%(在生理健康和心理健康的行为方程中均为82.5%,在社会健康的行为方程中为82.2%);认为医务人员少的农村老年人到县市级医疗机构就

表5 县市级卫生机构就医行为回归结果

变量	健康总评 H_1(SUR)		生理健康 H_2(IV)		心理健康 H_3(SUR)		社会健康 H_4(IV)	
	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程
H	-0.001	–	-0.002	–	-0.006	–	0.007*	–
	(0.005)		(0.008)		(0.004)		(0.004)	
B_2	–	-10.735***	–	-5.992**	–	-0.937**	–	0.493
		(4.104)		(2.726)		(0.438)		(0.495)
log(inc)	0.030	2.084***	0.030*	1.070**	0.032**	0.744***	0.025*	0.425**
	(0.019)	(0.520)	(0.018)	(0.346)	(0.015)	(0.161)	(0.015)	(0.182)
Log(age)	0.082	-10.876**	0.083	-5.557*	0.089**	2.278	0.125	-6.775***
	(0.069)	(4.868)	(0.063)	(3.233)	(0.043)	(1.515)	(0.137)	(1.714)
edu	-0.007	2.823***	-0.006	2.009***	-0.007	0.642**	-0.013	0.299
	(0.035)	(0.899)	(0.035)	(0.597)	(0.026)	(0.280)	(0.026)	(0.317)
insur	-0.003	4.588**	-0.004	1.887	-0.004	0.468	-0.021	2.082***
	(0.071)	(2.200)	(0.068)	(1.461)	(0.065)	(0.686)	(0.066)	(0.775)
mar	-0.008	-2.271	-0.009	-2.390**	-0.007	0.142	-0.009	0.227
	(0.042)	(1.510)	(0.041)	(1.003)	(0.040)	(0.470)	(0.044)	(0.532)
gen	0.038	5.440***	0.040	3.898***	0.040	1.062***	0.028	0.833
	(0.043)	(1.278)	(0.047)	(0.848)	(0.037)	(0.396)	(0.037)	(0.447)
knlg	0.117***	4.258***	0.116***	1.302	0.121***	1.143***	0.104***	1.578***
	(0.037)	(1.284)	(0.036)	(0.852)	(0.035)	(0.375)	(0.035)	(0.424)
avtiv	–	0.304*	–	0.284**	–	0.036	–	-0.025
		(0.173)		(0.115)		(0.053)		(0.060)
chronic	0.117**	-5.208***	0.113***	-4.272***	0.114***	-1.437***	0.127***	-0.682
	(0.056)	(1.575)	(0.060)	(1.046)	(0.044)	(0.464)	(0.044)	(0.524)
Dist2	-0.009**	–	-0.008*	–	-0.009**	–	-0.009***	–
	(0.003)		(0.003)		(0.003)		(0.003)	
wait	-0.116	–	-0.117	–	-0.114	–	-0.110	–
	(0.108)		(0.108)		(0.104)		(0.104)	
long	-0.258***	–	-0.259***	–	-0.258***	–	-0.264***	–
	(0.054)		(0.053)		(0.052)		(0.052)	
equip	-0.193***	–	-0.192***	–	-0.192***	–	-0.196***	–
	(0.050)		(0.050)		(0.048)		(0.048)	
quan	-0.115**	–	-0.116**	–	-0.115**	–	-0.120**	–
	(0.048)		(0.047)		(0.046)		(0.047)	
R^2	0.150	0.140	0.152	0.177	0.151	0.132	0.155	0.188
Obs	519		519		519		519	

注: *、**、*** 分别代表在10%、5%和1%的水平上显著,括号中为稳健标准误

医的概率发生比是其他的 89.1%(在生理健康的行为方程中为 89.0%,心理健康的行为方程中为 89.1%,社会健康的行为方程中为 88.7%)。相比到村镇医疗机构就医行为的回归结果,对医疗机构的评价在农村老年人到县市级医疗机构的就医行为上影响更为显著。

从老年人对县市级医疗机构就医行为和健康自评的关系看,健康自评总分、生理和心理健康对就医行为没有显著的影响,而社会健康自评越高的老年人到县市级医疗机构就医的概率越高,社会健康自评每增加 1 分,到县市级医疗机构就医的概率发生比增加 0.70%;而选择到县市级医疗机构就医的老年人比其他老年人的健康总评显著低 10.74 分,生理健康低 6.00 分,心理健康低 0.94 分,而对其社会健康自评没有显著影响。

与选择到村镇医疗机构就医的回归结果不同,其他因素也影响了老年人的就医行为。家庭人均收入在生理健康、心理健康、社会健康的行为方程中对就医行为有显著的提高作用;在生理健康的行为方程中,收入每增加 1%,选择到县市级医疗机构就医的概率发生比增加 3.05%(在心理健康的行为方程中为 3.25%,在社会健康的行为方程中为 2.53%)。在心理健康的行为方程中,年龄每上升 1%,到县市级医疗机构就医的概率发生比增加 9.31%,这就说明在纳入心理健康变量后,老年人年纪越大,到县市级医疗机构就医概率越大。了解健康保健知识对于提高其就医行为也有显著正向作用,了解健康知识的老年人到县市级医疗机构就医的概率发生比是不了解健康知识的老年人的 1.12 倍(在生理健康的行为方程中是 1.12 倍,在心理健康的行为方程中是 1.13 倍,在社会健康的行为方程中是 1.11 倍)。慢性病在村镇就医行为回归结果中影响不显著,但对于县市级医疗机构就医行为有显著影响,患有慢性病的老年人到县市级医疗机构的概率发生比是没有慢性病老年人的 1.12 倍(在生理健康的行为方程中是 1.12 倍,在心理健康的行为方程中是 1.12 倍,在社会健康的行为方程中是 1.14 倍)。相比于到基层卫生机构就医的老年人,那些选择县市级医疗机构的老年人有更差的健康自评,同时,慢性病对其就医选择的影响也更显著,说明在农村地区,那些病情严重、健康自评相对更差的老年人更倾向于选择到县市级医疗机构就医。其他影响健康自评的因素与村镇医疗机构就医行为回归结果中的发现一致,为节省篇幅,在此不再赘述。

(三)卫生可及性、就医行为与老年人健康相互影响

基于上述分析结果发现,与预期一致,卫生可及性直接影响老年人的就医行为从而影响其健康,同时就医行为与健康之间也相互影响(见表 6)。距离医疗机构越远,卫生可及性越差,老年人选择到医疗机构就医的概率越低。贫困地区老年人本身获取各项资源能力较差,对医疗资源的潜在需求更大,医疗机构位置布局直接影响其就医选择。同时,就医行为与健康之间的相互关系也与预期基本一致,健康本就是老年人考虑是否就医,如何就医的显著影响因素之一,同时就医行为也导致不同的健康结果。

表 6　不同医疗资源配置、就医行为对老年人健康的影响

变量	村镇医疗机构就医模型		县市医疗机构就医模型	
	行为方程	健康方程	行为方程	健康方程
距离	-0.002***	-	-0.009**	-
	(0.001)		(0.003)	
健康	0.004***	-	-0.001	-
	(0.001)		(0.005)	
行为	-	5.301***	-	-11.345***
		(1.461)		(4.343)

注:实证结果分别来自于表 4、表 5 健康总评模型,其他控制变量不在此表重复出现。

不同医疗资源配置承载着不同的医疗服务功能,县市级以上医院应该承担区域内居民重大疾病救治和疑难杂症诊治的功能,基层医疗机构应承担居民疾病预防与保健和慢性病基本护理的功能[35]。结合实证结果发现,健康自评虽然对是否选择县市级医院就医不显著,但患有慢性病的老年人到医院就医的概率更高,但其健康状况并未得到显著提高,可能的解释是,患有慢性病的老年人更愿意选择到县市级医院就医,其本身的健康自评水平就很低[30]。但是一定程度上也反映了县市以上级的医院发挥救治重大疾病和疑难杂症的主导作用并未得到体现,其针对老年人慢性病诊疗效果不明显。从村镇基层医疗机构就医情况看,健康情况比较好的老年人到村镇基层医疗机构就医的概率更高,慢性病对其行为影响却不显著,并且到基层医疗机构就医显著提高了老年人健康,可见贫困地区乡镇医疗机构能够为老年人提供基础的医疗服务和卫生保健功能。

四、贫困地区医疗资源的公平和有效布局

(一)主要结论

本文建立联立方程考察了贫困地区医疗资源配置如何影响老年人健康,分析了卫生可及性对农村老年人就医行为的影响,以及就医行为和健康自评之间相互影响的机理。排除内生性的实证分析结果表明,卫生可及性对就医行为有显著的影响,无论是村镇医疗机构还是县市级医疗机构,距离越远,老年人到医疗机构就医的概率越低,并且就医行为与健康之间也相互影响。从选择到村镇卫生机构就医行为看,健康自评高的老年人到该机构的概率也高,同时到村镇医疗机构就医的老年人也有着更好的健康状况。到村镇级医疗机构就医的行为表现为:老年人健康状况越好就医的概率越高,就医也是提高老年人健康的良性循环因素。而健康自评对老年人选择到县市级医疗机构就医没有显著影响,但患慢性病的老年人到县市医疗机构就医的概率更高,并且社会健康自评也会显著提高其到县市级医疗机构就医的概率,但是到县市级医疗机构就医的老年人健康自评更差。

与其他影响农村老年人就医行为的因素不同,收入和了解健康保健知识对提高老年人到村镇级医疗机构就医的概率并不显著,但能显著促进其到县市级医疗机构就医的概率。是否有慢性病和对医疗机构的评价对农村老年人选择县市级医疗机构有显著影响而对选择村镇级医疗机构的影响并不显著。影响老年人健康自评情况的因素与其他研究得出的结论一致,值得注意的是,贫困地区农村老年人健康自评情况在性别上存在差异,男性的健康自评情况要高于女性。社会健康反映了个体在社会环境中的适应性和安全感,医疗保险能显著提高农村老年人的社会健康自评状况,所以医疗保险保障了老年人在社会环境中的安全感和适应性。健康保健知识能显著促进老年人健康自评的提高。

(二)政策建议

我国农村医疗机构三级网络已基本建立,根据卫生部2012年要求,各地需因地制宜根据供求双方潜在需求,确保医疗资源配置公平合理、有效可行。从卫生可及性对老年人就医行为的影响看,政策重点之一是就是对贫困地区医疗资源的公平和有效性提出更高的要求。医疗网点的全面覆盖、合理布局、交通等辅助设施的优化,促进医疗资源平等化,使得那些距离医疗机构较远,且获取各种资源能力有限的老年人,更便捷地获得有效、优质的医疗救助和服务。其次,各层级医疗机构要针对农村老年人健康状况明确其医疗服务功能定位,提高其针对性的医疗服务水平和效果。村镇级卫生室、卫生院要加强对老年人健康的日常保健、初级诊疗的功能,除了日常诊疗和护理服务,也要关注农村老年人的慢性病管理与康复问题。患有慢性病的老年人更倾向于到县市医疗机构,但县市级医院在区域布局上较远,所以发挥基层医疗机构对老年人慢性病的一般管理和护理

功能,既能提高老年人利用医疗资源的效率,也能实现各层级医疗资源配置之间的良性互动。县市级以上医疗机构承担着对农村老年人危重患者诊疗的功能,除了提供更快捷有效的卫生可及性,还要提高医疗卫生服务的质量。除此之外,加强健康保健知识,无论对老年人增加医疗资源利用率还是促进其健康状况,都有重要影响。

参考文献:

[1]ZHOU Z, WANG C, YANG H, et al. Health – related quality of life and preferred health – seeking institutions among rural elderly individuals with and without chronic conditions: a population – based study in Guangdong Province, China [J]. Biomed Research International, 2014(3): 192 – 374.

[2]简文清. 卫生资源配置失衡对居民健康的影响:基于城乡和区域视角[J]. 中国卫生经济, 2016, 35(8): 55 – 57.

[3]GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2): 223 – 255.

[4]苗艳青. 卫生资源可及性与农民的健康问题:来自中国农村的经验分析[J]. 中国人口科学, 2008(3): 47 – 55.

[5]辛怡. 卫生服务可及性与农村居民健康不平等[J]. 农业技术经济, 2012(8): 105 – 112.

[6]ROSENZWEIG M R, SCHULTZ T P. Child mortality and fertility in Colombia: individual and community effects[J]. Health Policy and Education, 1982, 2(3): 305 – 348.

[7]BENEFO K, SCHULTZ T P. Fertility and child mortality in Cote d'Ivoire and Ghana[J]. The World Bank Economic Review, 1996, 10(1): 123 – 158.

[8]LAVY V, STRAUSS J, THOMAS D, et al. Quality of health care, survival and health outcomes in Ghana[J]. Journal of Health Economics, 1996, 15(3): 333 – 357.

[9]MOONEY G. The economics of health reconsidered by Thomas Rice. [J]. Health Economics, 1999, 8(2): 181 – 182.

[10]王伟, 任苒. 卫生服务可及性概念与研究进展[J]. 中国卫生经济, 2011, 30(3): 47 – 49.

[11]FRANKENBERG E. The effects of access to health care on infant mortality in Indonesia[J]. Health Transition Review, 1995, 5(2): 143 – 163.

[12]宋月萍, 谭琳. 卫生医疗资源的可及性与农村儿童的健康问题[J]. 中国人口科学, 2006(6): 43 – 48.

[13]胡思洋. 农村老年人就医行为的影响因素研究——来自谷城、南阳两地数据的实证[J]. 人口与发展, 2016, 22(5): 69 – 74.

[14]张丽珍. 老年人利用医疗服务的影响因素分析[J]. 人口研究, 1996(2): 70 – 73.

[15]RITTNER B, KIRK A B. Health care and public transportation use by poor and frail elderly people[J]. Social Work, 1995, 40(3): 365 – 373.

[16]ANDERSON J G. Health services utilization: framework and review[J]. Health Services Research, 1973, 8(3): 184.

[17]ANDERSEN R, ADAY L A. Access to medical care in the US: realized and potential[J]. Medical Care, 1978, 16(7): 533 – 546.

[18]CULYER A J, WAGSTAFF A. Equity and equality in health and health care[J]. Journal of Health Economics, 1993, 12(4): 431 – 457.

[19]ANDERSEN R, NEWMAN J F. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States [J]. Milbank Quarterly, 2005, 83(4): 1 – 28.

[20]BERKMAN L F. The role of social relations in health promotion[J]. Psychosomatic Medicine, 1995, 57(3): 245 – 254.

[21]THOITS P A. Mechanisms linking social ties and support to physical and mental health[J]. Journal of Health and

Social Behavior, 2011, 52(2): 145 - 161.
[22]刘国恩, H. DOW W, 傅正泓, 等. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学, 2004, (4): 101 - 118.
[23]刘宏, 高松, 王俊. 养老模式对健康的影响[J]. 经济研究, 2011 (4): 80 - 93.
[24]METE C, SCHULTZ T P. Health and labor force participation of the elderly in Taiwan[R]. Yale University Economic Growth Center Discussion Paper, 2002.
[25]瞿婷婷, 申曙光. 参保机会、保障水平与医疗服务利用均等化——基于广东省A市的地区差异分析[J]. 财经研究, 2013(7): 96 - 109.
[26]姚兆余, 张娜. 农村居民就医行为及其影响因素的分析——基于苏北地区X镇的调查[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2007, 7(3): 12 - 17.
[27]PENCHANSKY R, THOMAS J W. The concept of access: definition and relationship to consumer satisfaction[J]. Medical Care, 1981, 19(2): 127 - 140.
[28]刘国恩, 蔡春光, 李林. 中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析[J]. 经济研究, 2011(3): 95 - 107.
[29]赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素[J]. 管理世界, 2006(3): 78 - 85.
[30]李建新, 刘保中. 健康变化对中国老年人自评生活质量的影响——基于CLHLS数据的固定效应模型分析[J]. 人口与经济, 2015(6): 1 - 11.
[31]杨丹, 刘自敏. 农民经济组织、农业专业化和农村经济增长——来自中国2445个村庄的证据[J]. 社会科学战线, 2011(5):64 - 70.
[32]BAUM C F, SCHAFFER M E, STILLMAN S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing[J]. Stata Journal, 2003, 3(1): 1 - 31.
[33]尹志超, 甘犁. 香烟、美酒和收入[J]. 经济研究, 2010(10): 90 - 100.
[34]ZELLNER A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias[J]. Journal of the American statistical Association, 1962, 57(298): 348 - 368.
[35]张振忠. 中共中央国务院关于深化医药卫生体制改革的意见[J]. 中国农村卫生事业管理, 2009, 29(5): 243 - 248.

Medical Resources Allocation in Poverty Stricken Regions and Elderly Health

Zhuorinatuya
(*College of Economic and management*, *Northwest A&F University*, *Yangling* 712100, *China*)

Abstract: Elderly health is the essential issue on rational reallocation of medical resources in poor areas. This paper measures the impact of medical service access on rural elderly health through simultaneous equations, and tries to figure out the relationship between treatment seeking behavior and rural elderly health. The results indicate that medical service access significantly affects the treatment seeking behavior, no matter village clinics or municipal hospital. The elderly seek for medical advice in village clinics with better self-evaluation of health; also, they are more likely to seek for medical advice in village clinics. Conversely, the elderly choose municipal hospital service with worse self-evaluation of health. Also, health knowledge has significant positive impact not only on treatment seeking behavior but also on improving the elderly health.

Key Words: medical service access; rural medical care; elderly health; treatment seeking behavior; resources allocation