

国家基本药物制度对居民主观幸福感的影响研究*

王文祥^①, 谢舒琳^①, 杨 华^②

摘要 目的: 分析国家基本药物制度对居民主观幸福感的影响并提出相应政策建议。方法: 采用双重差分方法, 评估国家基本药物制度实施的整体效果及群体性差异。结果: 国家基本药物制度的实施对居民主观幸福感具有增进效应, 同时存在一些明显的群体性差异。结论: 我国应坚持和强化国家基本药物制度作为“医疗卫生领域基本公共服务重要内容之一”的角色定位, 切实减轻患慢性病或严重健康问题的患者用药负担, 有效提升城镇患者基本药物使用比例。

关键词 国家基本药物制度; 主观幸福感; 双重差分方法; 群体性差异

中图分类号 R1-9; R19-0 **文献标志码** A **文章编号** 1003-0743(2022)11-0004-04

Research on the Impact of National Essential Drug System on Residents' Subjective Well-being/WANG Wen-xiang, XIE Shu-lin, YANG Hua//Chinese Health Economics, 2022,41(11):4-7

Abstract Objective: To analyze the impact of National Essential Drug System on residents' subjective well-being, and put forward targeted policy suggestions. **Methods:** Differences-in-Differences method is used to evaluate the overall effect and group differences of the implementation of National Essential Drug System. **Results:** The implementation of National Essential Drug System significantly promoted residents' subjective well-being. Furthermore, the impact varies greatly among some different groups. **Conclusion:** It is necessary to adhere to and strengthen National Essential Drug System's role orientation as "an important part of basic public services in the medical and health field", reduce the drug burden of patients with chronic or serious health problems, and effectively increase the proportion of essential drugs used by urban patients.

Keywords National Essential Drug System; subjective well-being; differences-in-differences method; group differences

First-author's address School of Economics & Management, East China Jiaotong University, Nanchang, 330013, China

我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾, 而人民的美好生活最终要由人的主观感受来检验和衡量。主要表现为获得感、安全感和幸福感等, 其中的幸福感是核心和目的^[1]。提升人民的主观幸福感已成为政府的施政纲领之一, 完善我国医疗卫生公共服务体系是其必要的施政举措, 而基本药物制度是该体系的重要组成部分。

国内外关于基本药物制度实施效果的研究主要集中在药品价格、医疗费用、业务量及合理用药等方面^[2-3]。关于医疗卫生服务对主观幸福感的影响, 既有文献多是关于医疗保险因素的探讨^[4-8]。本研究从主观幸福感的角度考察我国基本药物制度实施的整体效果及其群体性差异, 在此基础上, 为充分发挥国家基本药物制度的幸福增进效应提出针对性政策建议。

1 资料与方法

1.1 资料来源

本研究的微观数据来自中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)数据库, 宏观数据

则通过查阅省级行政区“统计年鉴”得到。根据研究需要, 同时考虑被解释变量和核心解释变量数据的可得性, 选取2006—2017年数据, 剔除控制变量有缺失值的样本后, 得到覆盖25个省级行政区、内含57 313个观测值的基准样本, 构成混合截面数据。

1.2 研究方法

尽管我国很早就有“国家基本药物目录”, 但真正上升到制度层面, 即建立国家基本药物制度, 并通过衔接基本医保药品目录等配套保障措施切实启动制度, 其实施的分水岭是2009年中华人民共和国卫生部发布的《关于印发〈关于建立国家基本药物制度的实施意见〉的通知》(卫药政发〔2009〕78号)(以下简称《通知》)。居民个体不可能预知国家基本药物制度何时开始建立和启动实施, 更不可能据此控制自己的健康状况。因此, 对居民个体而言, 国家基本药物制度的建立和实施是一个外部政策冲击, 满足准自然实验研究的基本要求。本研究运用政策效应评估领域较为可靠的双重差分方法(differences-in-differences, DID)控制不可观测效应, 以便更为可信地评估国家基本药物制度对居民主观幸福感的因果效应。但由于国家基本药物制度这一政策变动在全国范围内几乎同时启动, 具有普惠性, 且无论是从区域层面还是从个体层面均无法分组, 因此, 以实验组和控制组二分法为基础的DID并不适用。借鉴以往研究, 本研究以城镇化率作为连续型政策变量代理国家基本药物制度的

*基金项目: 江西省社会科学“十三五”规划项目(19Y-J21)。

① 华东交通大学经济管理学院 南昌 330013

② 复旦大学附属中山医院肝肿瘤外科 上海 201199

作者简介: 王文祥(1979—), 男, 博士学位, 副教授, 硕士研究生导师; 研究方向: 数字与卫生经济政策; E-mail: 59418372@qq.com。

处理强度^[9]，构建以下基准回归模型：

$$SW_{ist} = \beta_0 + \beta_1 UR_{st} I_t^{Post} + X' \gamma + \sum \gamma_s I_s^i + \sum \rho_j I_t^j + \epsilon_{ist} \quad \text{式 1}$$

式1中， i 代表居民个体， t 代表年份， s 代表省级行政区， SW 表示主观幸福感， UR 表示城镇化率（即城镇常住人口比重）， I_t^{Post} 表示年份指示变量， X 表示一系列控制变量，囊括了现有研究发现的影响居民主观幸福感的主要个体特征变量和宏观经济变量， $\sum \gamma_s I_s^i$ 和 $\sum \rho_j I_t^j$ 分别表示省域固定效应和年份固定效应， ϵ_{ist} 为随机扰动项。本研究关注的系数是DID估计量 β_1 ，表示国家基本药物制度对居民主观幸福感的净效应。变量设置及描述性统计见表1。

2 结果与分析

2.1 基准回归结果与分析

CGSS调查中对主观幸福感的相应度量是有序离散变量，通常采用有序概率模型执行回归。现有文献表明，倘若模型设定准确，则采用普通最小二乘法（ordinary least squares, OLS）执行回归，在参数估计的符号和显著性上均具有一致效力^[10-11]。因此，本研究以Oprobit模型执行DID作为基准回归结果，并以OLS方法执行DID作为初步的稳健性检验。至于年份指示变量的赋值分界年份，因《通知》发布于2009年8月，且国家基本药物制度的建立和实施并非一步到位，因此基准回归将2010年作为分界年份，即2010年（不含）之前的 I_t^{Post} 赋值为0，2010年及其之后的 I_t^{Post} 赋值为1。基准回归结果见表2。

国家基本药物制度首先是在基层医疗卫生机构（包括村卫生室、乡镇卫生院和社区卫生服务机构）实施，至2013年国务院办公厅发布《关于巩固完善基本

药物制度和基层运行新机制的意见》时适用的主要仍是基层医疗卫生机构（明确扩展至所有公立医疗机构是在2018年），因此，该制度在实施早期对城镇化率较低的省域作用强度更大，也就是说，在这一阶段城镇化率越低，则政策处理强度越大，从逻辑上看对居民主观幸福感的增进效应会越强，因而，城镇化率与年份指示变量交互项的系数应该为负。基准回归结果验证了上述逻辑，表明国家基本药物制度的实施对居民主观幸福感具有统计学意义上显著的增进效应。

2.2 稳健性检验

2.2.1 安慰剂检验。为检验基准回归对分界时点（即政策冲击时点）的选择是否稳健，本研究以4年的混合截面数据为1个窗口，利用基准回归方程执行滚动估计。以Oprobit模型执行滚动估计的结果见表3。以2010年和2011年为分界时点的窗口估计的交互项系数分别在5%和1%的水平上显著为负，而以2013年和2015年为分界时点进行窗口估计的交互项系数均无显著性，表明基准回归选择的分界时点与政策冲击的实际时点基本一致，并且政策冲击效应具有一定的时滞。以OLS方法执行滚动估计得到的结果相似。

2.2.2 敏感性检验。为进一步检验基准回归结果的稳健性，本研究利用分界时点设定的微小变动进行敏感性检验。结合国家基本药物制度建立和实施的渐进事实与效应时滞，以2011年为替代的分界时点（该年及之后的年份指示变量赋值为1），利用基准回归方程进行全样本回归，回归结果见表4。本研究发现，交互项系数的方向和显著性对分界时点设定的这一微小变动并不敏感，基准回归结果仍是稳健的。

3 异质性分析

从收入、健康状况和户籍考察国家基本药物制度对

表1 变量设置及描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差
主观幸福感	非常不幸福=1，不幸福=2，一般=3，幸福=4，非常幸福=5	3.75	0.85
城镇化率	城镇常住人口比重	0.56	0.15
性别	女性=0，男性=1	0.48	0.50
年龄	自然年龄值	47.75	15.66
民族	少数民族=0，汉族=1	0.93	0.25
户籍性质	农业户口=0，非农业户口=1	0.47	0.50
宗教信仰	无=0，有=1	0.10	0.31
教育程度	取值1~13的有序变量，取值越大，教育程度越高	5.08	2.84
政治面貌	非中共党员=0，中共党员=1	0.11	0.31
婚姻状况	无配偶=0，包括未婚、离异、分居和丧偶；有配偶=1，包括同居或已婚	0.82	0.39
就业状态	无工作=0，有工作=1	0.63	0.48
收入	人均家庭年收入的自然对数	9.06	1.63
自评社会地位	取值1~10的有序变量，取值越大，主观地位越高	4.01	1.81
自评健康状况	很不健康=1，比较不健康=2，一般=3，比较健康=4，很健康=5	3.56	1.11
通货膨胀水平	消费者价格指数	2.69	1.58

表2 基准回归结果

变量	DID(OP) ^a SW	DID(OLS) ^b SW
$UR \times I^{Post}$	-0.202** (0.081)	-0.188* (0.058)
Constant	-	2.777* (0.049)
控制变量	控制	控制
省域固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	57 313	57 313
伪R ² 或R ²	0.088 9	0.192 0

注：括号内为异方差稳健标准误；a表示以Oprobit模型执行DID的回归结果，城镇化率与年份指示变量交互项($UR \times I^{Post}$)系数在5%的水平上显著为负；b表示以OLS方法执行DID的回归结果得到了一致结论(系数为-0.188, $P < 0.01$)；*、**分别代表在1%、5%的水平上显著。

居民主观幸福感增进效应的群体性差异，结果见表5。

3.1 考察收入水平的调节效应

将各年人均家庭年收入由低到高排序后，低于20%分位点的样本划入低收入群体，高于80%分位点的样本划入高收入群体，其余为中等收入群体；再将各收入群体的各年截面数据，合并成该收入群体的混合截面数据，执行基准回归，结果见表5。研究发现，低收入群体和中等收入群体的交互项系数在1%左右的水

平上显著为负(低收入群体的P值为0.016，中等收入群体的P值为0.002)，而高收入群体的交互项系数不显著。原因可能在于，高收入群体更倾向于使用价格相对昂贵但被认为疗效更好的非基本药物，并且他们中的大部分人居住在城镇(在高收入群体中，非农业户口占77.79%)，患病时去大型综合性医院(而非社区卫生服务机构)就医的可能性更高，其交易成本更低，因此受基本药物制度的影响很小。

3.2 考察健康状况的调节效应

将全样本中自评健康状况为“很不健康”“比较不健康”的样本归入健康状况较差群体，自评健康状况为“一般”的样本归入健康状况一般群体，自评健康状况为“比较健康”“很健康”的样本归入健康状况较好群体，各群体的基准回归结果见表5。只有健康状况较好群体的交互项系数具有显著性，健康状况较差群体和一般群体的交互项系数虽都为负但均不显著。该结果似乎与直觉不太一致，究其原因可能在于早期版本的国家基本药物目录(包括2009版和2012版)在病种结构覆盖方面存在短板，尤其是未突出慢性病以及负担重、危害大疾病等方面的基本用药需求，而这很可能与在CGSS问卷调查中能够明确地自评为“很不健康”或“比较不健康”的受访者的用药需求存在高度

表3 安慰剂检验滚动估计

变量	DID(OP) ^a	DID(OP) ^b	DID(OP) ^c	DID(OP) ^d
	2006—2011年 SW	2008—2013年 SW	2010—2015年 SW	2011—2017年 SW
$UR \times I^{Post}$	-0.196** (0.094)	-0.583* (0.103)	-0.143 (0.101)	0.049 (0.105)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	27 621	28 395	33 067	34 421
伪R ²	0.100 0	0.080 4	0.079 4	0.076 8

注：括号内数据为异方差稳健标准误；a、b、c、d依次表示以2010年、2011年、2013年、2015年为分界时点；*、**分别代表在1%、5%的水平上显著。

表4 敏感性检验：分界时点设定的微小变动

变量	DID(OP) ^a	DID(OP) ^b	DID(OLS) ^c	DID(OLS) ^d
	SW	SW	SW	SW
$UR \times I^{Post}$	-0.202** (0.081)	-0.291* (0.078)	-0.188* (0.058)	-0.253* (-0.054)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省域固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	57 313	57 313	57 313	57 313
伪R ² 或R ²	0.088 9	0.088 9	0.192 0	0.193 0

注：括号内数据为异方差稳健标准误；a和c是以2010年为分界时点的基准回归结果，b和d是以2011年为替代分界时点执行基准回归的结果。*、**分别代表在1%、5%的水平上显著。

表5 异质性分析：按收入、健康状况和户籍的分组回归结果

变量	收入 (1)			健康状况 (2)			户籍 (3)	
	低	中	高	较差	一般	较好	农业	非农业
$UR \times I^{post}$	-0.695** (0.289)	-0.391* (0.124)	-0.297 (0.256)	-0.150 (0.165)	-0.127 (0.296)	-0.284* (0.103)	-0.916* (0.171)	0.150 (0.103)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省域固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	12 634	32 872	11 807	11 903	11 189	34 221	30 421	26 892
伪 R^2	0.082 8	0.083 0	0.076 9	0.078 6	0.0633	0.076 6	0.083 2	0.096 3

注：括号内数据为异方差稳健标准误；*、**分别代表在1%、5%的水平上显著。

重合。

3.3 考察户籍性质的调节效应

对农业户口群体和非农业户口群体的分组回归结果见表5。可以发现，农业户口群体的交互项系数在1%的水平上显著为负，而非农业户口群体的交互项系数则不具统计显著性。前文已述，国家基本药物制度实施早期对城镇化率较低省域的作用强度更大，该结果与这一基本逻辑呈现出一致性。根据本研究样本数据，农业户口在全样本中占比53.08%，在低收入群体中占比83.69%，在中等收入群体中占比52.40%，在高收入群体中占比仅22.21%，且农业户口群体中仅8.62%为高收入者。综合表5按收入和户籍各自分组回归的结果可以发现，国家基本药物制度实施早期的主要受益者是处于中低收入水平的农业户口群体。

4 政策建议

基准回归结果和一系列稳健性检验表明，国家基本药物制度的实施对居民主观幸福感具有统计学意义上显著的增进效应。3个维度的群体性差异分析可以为充分发挥国家基本药物制度的幸福增进效应，提供以下几点政策启发。其一，我国应坚持和强化国家基本药物制度作为“医疗卫生领域基本公共服务重要内容之一”的角色定位，着重以保障低收入群体和中等收入群体的基本用药需求、有效减轻其用药负担为出发点，探索基本药物目录和基本医保药品目录并轨^[12]，改进和完善相关制度安排和实施环节。其二，根据不同时期的疾病谱、用药特点、公共卫生防治需求和保障能力，以持续监测和定期评估为基础，对基本药物目录进行动态调整，实现病种结构覆盖的动态优化，切实减轻出现慢性或严重健康问题患者的用药负担。其三，在全面实施规范的、覆盖城乡的国家基本药物制度基础上，推动城乡社区卫生服务体系高质量发展，提升城市社区卫生服务机构能力，加快城市社区医院建设，实现基层首诊、分级就诊、双向转诊，引导城镇患者优先选择在社区卫生服务机构首诊，有效提升城镇患者基本药物使用比例。

参 考 文 献

- [1] 邱耕田, 王丹. 美好生活的哲学审视[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2019,56(1):20-27.
- [2] 金承刚, 杨洪伟, 罗彬. 基本药物制度对浙江省试点机构门诊平均处方用药数的作用[J]. 中国卫生经济, 2012(1):37-39.
- [3] 王洪涛, 唐玉清, 刘云云. 我国基本药物制度政策效果评价——基于山东、湖北、四川三省的监测数据[J]. 中国卫生政策研究, 2012,5(4):30-34.
- [4] 黄秀女. 补贴抑或挤出: 基本医疗保险是否提高了居民的主观幸福感[J]. 人口与发展, 2019,25(1):89-99.
- [5] 桑林. 社会医疗保险对居民幸福感的影响及内在机制研究[J]. 社会保障研究, 2018(6):31-45.
- [6] 李林, 郭宇畅. 医疗卫生服务与农村居民幸福感的关系——基于CGSS 2013和CGSS 2015调查数据的实证分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019,19(1):85-95.
- [7] 黄秀女, 郭圣莉. 城乡差异视角下医疗保险的隐性福利估值及机制研究——基于CGSS主观幸福感数据的实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(6):93-103.
- [8] RAM R. Government spending and happiness of the population: additional evidence from large cross-country samples[J]. Public choice, 2009,138(3-4):483-490.
- [9] 刘素坤, 王岭. 国家基本药物政策能缓解“看病贵”吗?——基于2003—2010年省际数据实证分析[J]. 经济问题, 2013(3):69-74.
- [10] FERRER I CARBONELL A, FRIJTERS P. How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness[J]. The economic journal, 2004,114(497):641-659.
- [11] 柳建坤. “全面从严治党”与中国民众的幸福感——来自准自然实验的证据[J]. 治理研究, 2019(1):104-113.
- [12] 宋大平, 张植晟, 崔雅茹, 等. “十四五”时期深化医药卫生体制改革的思路[J]. 中国卫生经济, 2021,40(5):5-7.

[收稿日期: 2022-08-12] (编辑: 高非)