

• 论著 • 原始研究 •

基于 14 431 例黑龙江省居民调查数据的自购药需求弹性的研究

周亮茹¹, 张歆¹, 郑雪², 刘国祥¹, 郭思柔¹, 孙承尧¹

1. 哈尔滨医科大学公共卫生学院(哈尔滨 150000)

2. 西南医科大学附属医院质量控制部(四川泸州 646000)

【摘要】 目的 测算城乡居民自购药利用与支出的需求价格弹性与需求收入弹性,分析居民自购药利用和支出对自购药品价格、居民收入和医疗机构就诊价格变动的灵敏性。方法 数据来源于黑龙江省 2013 年第五次卫生服务调查。应用 Probit 模型获得自购药利用回归模型中控制变量的偏回归系数,通过偏回归系数进一步测算居民自购药利用的需求弹性,应用对数回归模型获得自购药支出需求弹性。结果 共纳入 5 289 户(14 431 人)。黑龙江省居民自购药利用的需求自价格弹性为 0.374 ($P=0.000$),自购药利用与就诊服务的交叉价格弹性为 -0.184 ($P=0.000$),收入弹性为 0.083 ($P=0.172$)。自购药支出的自价格弹性为 0.675 ($P=0.000$),收入弹性为 0.144 ($P=0.069$)。结论 黑龙江省居民自购药的利用缺乏价格弹性,属于必需品。居民自购药利用与医疗机构就诊之间存在互补关系。

【关键词】 自购药; 自价格弹性; 收入弹性; 交叉弹性

The elasticity of demand for self-purchased drugs: based on the survey data of 14 431 residents in Heilongjiang province

ZHOU Liangru¹, ZHANG Xin¹, ZHENG Xue², LIU Guoxiang¹, GUO Sirou¹, SUN Chengyao¹

1. School of Public Health, Harbin Medical University, Harbin, 150000, P.R.China

2. Department of Quality Control, Affiliated Hospital of Southwest Medical University, Luzhou, 646000, P.R.China

Corresponding author: ZHANG Xin, Email: zhangxinzhx0801@126.com

【Abstract】 Objective To estimate the elasticity of demand price elasticity and demand income of urban and rural residents' self-purchase drug use and expenditure, and to analyze the sensitivity of self-purchase drug use and expenditure to the price change of drug purchase, resident income and medical institutions. **Methods** The data were derived from the fifth health service survey in Heilongjiang province in 2013. The Probit model was used to obtain the partial regression coefficients of the control variables in the regression model, and the demand elasticity of the self-purchase drug use was further measured by the partial regression coefficients, and the demand elasticity of self-purchase expenditure was obtained by using the logarithmic regression model. **Results** A total of 5 289 households (14 431 persons) were included. The demand for self-purchase drug use of Heilongjiang province was 0.374 ($P=0.000$), the cross-price elasticity of self-purchase drug utilization and service was -0.184 ($P=0.000$), and the income elasticity was 0.083 ($P=0.172$). Since the price elasticity of the self-purchase drug expenditure was 0.675 ($P=0.000$), the income elasticity was 0.144 ($P=0.069$). **Conclusion** The use of self-purchased drugs in Heilongjiang province lacks price elasticity and is a necessity. There is a complementary relationship between the use of self-purchase drugs and medical institutions.

【Key words】 Self-purchase medicine; Self-price elasticity; Income elasticity; Cross elasticity

自购药需求弹性反映消费者自购药需求量对

其相关因素(价格、收入)变化的敏感程度,包括收入弹性和价格弹性^[1],收入弹性有助于分析自购药本身的特点(是正常品还是劣等品),价格弹性有助于分析自购药需求与自购药价格或其他类型卫生服务之间的关系(替代或互补关系)。

DOI: 10.7507/1672-2531.201807142

基金项目: 国家自然科学基金(编号: 71503063); 教育部人文社会科学研究项目专项资金(编号: 13YJCZH259)

通信作者: 张歆, Email: zhangxinzhx0801@126.com

本文利用黑龙江省 2013 年第五次卫生服务调查的横断面数据, 测算居民自购药的需求弹性, 测算自购药需求对药品价格、居民收入变动的灵敏程度, 分析自购药需求与医疗机构就诊需求之间的关系, 以期为卫生管理决策提供依据。

1 材料与方法

1.1 数据来源

本研究数据来源于 2013 年黑龙江省第五次国家卫生服务调查结果。该调查采用多阶段、分层、整群随机抽样方法, 在全省抽取了 9 个样本县(区), 每个县(区)分别抽取 5 个乡镇(街道), 每个乡镇(街道)分别抽 2 个行政村(居委会), 每个村(居委会)随机抽 60 户。最终纳入 5 289 户, 14 431 人。本研究选取个人层面的数据来进行分析。

1.2 变量基本情况

本研究采用“过去两周内是否利用自购药”及“用于购买自购药的支出”来作为自购药需求的代理变量。自购药的利用概率即过去两周内利用自购药品的人数/样本人数, 自购药支出为过去两周内自行购买药品的费用。自购药价格用过去两周内居民的次均自购药支出的县域水平中位数的自然对数表示(次均自购药支出为居民的自购药

支出/利用自购药的次数), 就诊价格采用居民的次均就诊支出的县域水平中位数的自然对数表示(次均就诊支出为居民的就诊支出/利用就诊的次数)。

采用家庭人均家庭消费性支出作为衡量城乡居民家庭生活标准的指标, 并用成人等值人口数对家庭消费性支出进行调整^[2]。以等值人口的消费性支出作为衡量收入的最终指标。

$$AE = (A + mk)^b \quad (1)$$

式(1)中: A 为家庭成年人口数, k 为家庭 0~15 岁儿童数, m 是儿童成本参数, b 是经济水平程度的参数。根据国际经验, 本研究中, m 取 0.3, b 取 0.75。考虑到自购药支出、自购药的价格、就诊的价格及收入等经济价值变量可能的异方差和非线性, 本研究对其进行了对数化处理, 即采用这些变量的自然对数形式^[3]。除此之外, 居民的自购药需求还受到性别、年龄、家庭规模、受教育水平、婚姻状况等因素的影响。本研究采用 Probit 模型和对数回归模型进行分析, 模型变量基本情况见表 1。

1.3 研究方法

1.3.1 调查方法 家庭健康询问调查均采用入户询问的方法收集资料。经培训合格的调查员深入样本户按调查表的项目对该户所有成员进行逐一询问调查, 并填写调查表。家庭健康询问调查表主要

表 1 Probit 模型变量基本情况

变量	变量描述	均值
被解释变量		
自购药利用概率	过去两周内自购药品人数/样本人数	14.60
自购药支出	过去两周内自行购买药品的费用(元)	44.66
解释变量		
自购药价格	次均自购药支出县域水平的中位数(取自然对数放入回归模型)	30
医疗机构就诊价格	次均就诊支出县域水平的中位数(取自然对数放入回归模型)	52
医疗机构就诊率	过去两周内就诊人数/样本人数	10.1
收入	家庭消费性支出/成人等值人数(取自然对数放入回归模型)	12 687.81
年龄	连续变量	41.22
性别	男性为 1, 女性为 0	50.33
家庭规模	家庭人口数	3
婚姻	在婚为 1, 非在婚为 0	84.51
就业	在职为 1, 非在职为 0	77.55
受教育程度	初中及以上为 1, 其余为 0	12.95
居住地	农村为 1, 城镇为 0	83.95
最近医疗点的距离	到达最近医疗点的时间(分钟)	8.33
城镇职工基本医疗保险	城镇职工基本医疗保险为 1, 其他为 0	7.22
城镇居民基本医疗保险	城镇居民基本医疗保险为 1, 其他为 0	4.69
新型农村合作医疗	新型农村合作医疗为 1, 其他为 0	82.30
吸烟	吸烟为 1, 不吸烟为 0	29.11
饮酒	近一年内饮酒为 1, 不饮酒为 0	25.94
慢性病数目	患高血压、糖尿病或其他慢性病数目	0.298
健康效用指数	EQ-5D 量表通过中国版效用指数 ^[4] 转换	0.94

包括：家庭一般情况调查表、家庭成员健康询问调查表、卫生服务利用调查表（包括两周病伤调查表、调查前一年住院调查表）。

1.3.2 需求弹性的分类及计算 需求弹性包括自价格弹性、交叉价格弹性和收入弹性。需求自价格弹性指需求对价格变动的反应程度或敏感程度，即价格改变一个百分比时需求量变化的百分比，也即：卫生服务 X 需求量变动率/卫生服务 X 价格变动率。需求交叉价格弹性指一种商品的需求量变动对另一种商品价格变动的反应程度，即：卫生服务 Y 需求量变动率/卫生服务 X 价格变动率。需求收入弹性指需求对居民收入变动的反应程度或敏感程度，为收入改变一个百分比时需求量变化的百分比，即：卫生服务 X 需求量变动率/消费者收入变动率^[5]。

1.3.3 统计分析方法 自购药利用概率为二分类变量，故采用 Probit 模型进行回归分析。自购药利用支出为连续变量，采用对数回归模型进行分析。

首先，利用 Probit 模型测算自购药利用概率需求弹性，即是否利用自购药，具体函数表示如下：

$$S_i^* = W_i\gamma + V_i \quad (2)$$

公式(2)中， S_i^* 表示是否利用自购药， W_i 表示对自购药利用决策产生影响的因素，本研究纳入了年龄、性别、婚姻、教育水平、就业状况、健康状况等变量，当 $S_i^* > 0$ 时，表明利用了自购药服务；否则，即未利用自购药服务。

其次，自购药支出弹性分析采用对数回归模型：

$$\ln(\text{med}_i | S_i^* > 0) = \beta_i \ln x_i + \ln \varepsilon_i \quad (3)$$

公式(3)中， med_i 表示自购药支出，当利用自购药时($S_i^* > 0$)，产生相应的支出，以支出为被解释变量，建立对数回归方程， x_i 为对自购药支出产生影响的因素， β_i 为影响因素的系数值。

1.3.4 需求弹性估计 自购药利用需求弹性值并不能从 Probit 回归结果中直接得到，需要通过以下公式将 Probit 模型(公式 2) 回归结果中的偏回归系数转化为某一价格水平下的点弹性^[6,7]：

$$e_v = \frac{\varphi(\alpha + \beta_1 \ln(P_m) + \beta_2 \ln(P_D) + \beta_3 \ln(IN) + P_i x_i + \varepsilon)}{\phi(\alpha + \beta_1 \ln(P_m) + \beta_2 \ln(P_D) + \beta_3 \ln(IN) + P_i x_i + \varepsilon)} \beta_v \quad (4)$$

公式(4)中， e_v 表示解释变量 v 的弹性，分子为回归结果标准正态分布的概率密度函数，分母表示回归结果标准正态分布的累积概率分布函数， β_v 为解释变量 v 的偏回归系数， P_m 、 P_D 、 IN 分别代入医

疗机构就诊价格、自购药价格、收入， x_i 为性别、年龄等解释变量。 P_i 为 x_i 的系数。

自购药支出需求弹性值可通过对数回归模型直接获得，价格和收入变量系数的估计值为其弹性值。

2 结果

2.1 黑龙江居民调查人群的自购药服务利用与支出现状

全部样本的两周患病率为 22.47%，两周自购药利用概率为 14.60%，两周就诊概率为 10.10%，次均自购药支出为 38.62 元。女性的自购药利用概率为 15.53%，大于男性的利用概率(13.69%)；女性自购药支出为 38.53 元，小于男性的 51.72 元。随着年龄的增长，自购药的利用概率也相应增加，由 15 岁以下居民的 3.80% 增长至 66 岁以上居民的 35.40%。农村居民(13.80%)比城市居民(18.78%)利用自购药的可能性更小。受教育水平低的人更倾向于利用自购药。城镇职工基本医疗保险的居民对自购药的利用概率最高为 23.22%，新农合居民对自购药的利用概率最低为 13.79%。吸烟的居民自购药利用概率(15.40%)高于不吸烟的居民(14.41%)；饮酒的居民自购药利用概率(14.44%)与不饮酒居民(14.71%)相当；自购药利用概率同慢病数目同向变化，没有慢病的居民自购药利用概率为 4.11%，慢病数目为 3 种及以上的居民自购药利用概率为 65.43%(表 2)。

2.2 模型估计结果

Probit 回归中自购药价格、医疗机构就诊价格、年龄、到最近医疗点的距离等变量在 $\alpha=0.1$ 的检验水准下具有统计学意义。年龄、自购药价格、慢病的数量等变量的增加会使自购药的利用概率增加；就诊的价格、家庭成员的数量、到最近医疗点的距离等变量的增加会使自购药的利用概率减少。对数回归中，自购药价格、慢病数量、健康效用指数等变量在 $\alpha=0.1$ 的检验水准下具有统计学意义。自购药价格、收入、慢病数量的增加会使自购药支出增加，健康效用指数的增加会带来自购药支出的减少(表 3)。

2.3 弹性结果

2.3.1 自价格弹性 一般来说，当自购药利用的自价格弹性的绝对值小于 1 时，表明自购药利用缺乏弹性，绝对值大于 1 时为富有弹性。样本居民自购药利用自价格弹性为 0.374 ($P=0.000$)，表明自购药利用缺乏弹性，为必需品。自购药品价格每上升

表 2 样本居民自购药需求与支出情况

样本特征	两周患病率 (%)	两周就诊率 (%)	两周自购药利用率 (%)	两周自购药支出 (元)
全体样本	22.47	10.10	14.60	38.62
性别				
男	20.75	9.31	13.69	51.72
女	24.22	10.90	15.53	38.53
年龄 (岁)				
<15	9.50	7.20	3.80	11.78
15~40	8.66	4.60	5.21	84.78
41~65	29.38	12.33	19.64	41.37
≥66	51.34	20.95	35.40	40.67
婚姻				
在婚	24.83	10.67	16.36	47.49
非在婚	16.15	8.56	9.88	33.15
就业				
在职	20.06	9.60	13.35	38.55
非在职	27.62	11.18	17.33	53.93
教育				
初中及以下	23.86	11.09	15.64	45.17
初中以上	21.99	6.50	14.03	47.21
居住地				
农村	21.45	10.77	13.80	39.07
城镇	27.87	6.61	18.78	67.45
最近医疗点距离				
8分钟及以内	21.64	10.14	15.17	49.80
大于8分钟	23.58	10.04	13.86	38.46
保险类型				
城镇职工基本医疗	35.32	7.49	23.22	61.22
城镇居民基本医疗	27.70	8.12	18.46	84.47
新农合	21.50	10.87	13.79	32.37
吸烟				
是	23.40	10.12	15.40	36.91
否	22.46	10.12	14.41	47.48
饮酒				
是	21.55	9.29	14.44	69.47
否	22.86	10.36	14.73	38.14
慢病数目				
0种	7.49	4.76	4.11	44.80
1种	66.41	26.99	45.34	43.57
2种	86.86	29.72	59.95	44.70
3种及以上	95.06	30.86	65.43	66.46

10%，其利用概率将增加 3.74%。自购药支出的自价格弹性为 0.675 ($P=0.000$)，自购药品价格每上升 10%，其支出将增加 6.75%。自购药品自价格弹性为正数，即价格和需求量呈同方向变动。自购药支出的自价格弹性大于自购药利用的自价格弹性，说明自购药支出对自购药价格的敏感程度高于自购药利用。

2.3.2 交叉价格弹性 需求交叉价格弹性可以用来分析两种商品之间的关系。医疗机构就诊与自购

药利用的交叉价格弹性为 -0.184 ($P=0.000$)，即医疗机构就诊价格每上升 10%，自购药利用概率将下降 1.84%。交叉价格弹性值为负，表明医疗机构就诊与自购药利用呈互补关系，即就诊价格上升，自购药利用概率下降。医疗机构就诊价格与自购药支出的交叉弹性为 0.095 ($P=0.267$)，表明就诊价格对自购药支出的影响不显著。

2.3.3 收入弹性 自购药利用的居民收入弹性为 0.083 ($P=0.172$)，表明居民收入对自购药利用概率

表 3 自购药利用概率与支出的回归分析结果

解释变量	自购药利用概率 Probit 回归			自购药支出对数回归		
	系数	标准差	z 值	系数	标准差	t 值
自购药价格	0.208***	0.042	4.910	0.675***	0.179	3.780
医疗机构就诊价格	-0.103***	0.028	-3.680	0.095	0.094	1.000
收入	0.041	0.030	1.370	0.144*	0.084	1.710
性别	-0.021	0.038	-0.570	0.040	0.099	0.400
年龄	0.009*	0.005	1.820	0.011	0.013	0.870
年龄的平方项	-0.000	0.000	-0.040	0.000	0.000	-0.670
家庭规模	-0.037**	0.015	-2.450	-0.040	0.044	-0.910
婚姻状况	-0.073	0.052	-1.410	-0.021	0.121	-0.170
就业	0.041	0.047	0.870	-0.029	0.117	-0.240
教育水平	0.001	0.051	0.010	-0.022	0.122	-0.180
居住地	-0.067	0.091	-0.730	0.181	0.265	0.680
到最近医疗点的距离	-0.092***	0.024	-3.780	0.034	0.064	0.540
城镇职工医疗保险	-0.087	0.089	-0.980	0.175	0.256	0.680
城镇居民基本医疗保险	-0.089	0.098	-0.900	0.123	0.269	0.460
新农合	-0.170**	0.086	-1.990	0.036	0.274	0.130
吸烟	-0.000	0.039	0.000	-0.095	0.101	-0.940
饮酒	0.026	0.045	0.580	-0.054	0.118	-0.450
慢病数量	0.978***	0.026	37.070	0.274***	0.060	4.560
健康效用指数	-0.444***	0.138	-3.220	-1.025***	0.299	-3.420
_cons	-2.216***	0.341	-6.490	-1.309	0.998	-1.310
N	14 431	-	-	N	14 431	-
χ^2	3 325.57	-	-	F	9.71	-
P	0.000 0	-	-	P	0.000 0	-
Pseudo R2	0.301 8	-	-	R2	0.180 3	-

*: 10% 检验水准; **: 5% 检验水准; ***: 1% 检验水准; -: 不涉及。

表 4 样本居民自购药利用概率及支出的需求弹性

变量	自购药利用概率弹性 (P 值)	自购药支出弹性 (P 值)
自购药价格	0.374 (0.000)	0.675 (0.000)
收入	0.083 (0.172)	0.144 (0.069)
就诊价格	-0.184 (0.000)	0.095 (0.267)

无显著性影响。自购药支出的收入弹性为 0.144 (P=0.069), 表明居民收入每增加 10%, 自购药支出会增加 1.44%。

3 讨论

本研究结果提示样本居民自购药利用的自价格弹性为 0.374, 弹性值的绝对值小于 1, 属于必需品, 该结果与朱宏等^[8]的研究结果一致。自购药利用的自价格弹性值为负, 表明自购药价格和需求量同方向变动, 这与一般商品的需求价格弹性有所不同。呈现该特征的原因可从以下几个方面解释: 首先, 根据 Grossman 健康需求模型, 医疗卫生服务需求是一种为了维持健康状态所带来的需求^[9], 其“必需性”大于一般商品。其次, 健康与生命息息相关, 在患病的状态下, 患者出于“恐慌”和

“盲目”的心理, 会产生“攀高就医”的非理性行为, 在条件允许的情况下倾向于选择“大品牌”、“高价格”的卫生服务^[10]。此外, 由于卫生领域中的信息不对称, 零售药店的趋利行为之一就是向消费者推荐高价药, 诱导患者消费更多高价药品, 造成了价格相对昂贵的药品利用人数反而更多的现状。根据自购药缺乏弹性的特点, 自购药的需求对于药品的价格并不敏感, 企业不会通过降低药品价格吸引更多的消费者, 因此, 在药品价格政策和药品保险政策制定时需要考虑到药品需求的这一特殊性, 避免患者因药品价格过高而无力购买或造成沉重经济负担。

自购药利用与医疗机构就诊服务的交叉价格弹性为-0.184, 说明随着就诊价格的上升, 就诊利用概率下降, 自购药利用概率也随之下降, 二者呈现互补关系。现阶段我国医疗资源分布不均问题仍很突出, 高精尖的医疗卫生资源集中在大城市的大医院, 患者仍倾向于选择大医院就诊^[11-13], 在 2013 年前实施药品零差率以前, 大医院的药品价格普遍高于零售药品机构, 为了节约就医成本, 患者

会出现“医院问诊, 药店购药”的行为, 导致两种卫生服务利用的同向增长。但根据我国目前药事服务的现状分析, 医疗机构诊疗与自购药利用之间应同时存在替代关系。由于目前临床医师与执业药师的职能划分不明确, 缺乏服务的连续性和互补性, 医疗机构就诊与零售药店的自购药行为在药事服务上存在一定的竞争关系, 存在相互替代。

本研究的局限性: ① 仅使用 2013 年的横断面数据, 没有控制时间因素, 缺乏对自购药利用与支出随时间变化的分析; ② 不能通过数据来判定居民对自购药的使用是否恰当, 因此不能进一步分析用药合理性的问题。

综上所述, 黑龙江省居民自购药利用与支出对其价格均缺乏弹性, 在药品价格和医保补偿政策中应充分考虑自购药缺乏弹性的特点, 保证患者的用药的可及性和可负担性。自购药利用对收入的变动不敏感, 自购药支出对收入的变化较为敏感。自购药利用与医疗机构就诊以互补关系为主, 应明确医师与药师的职责范围, 提供更加有序、高效的药事服务。

参考文献

1 郑雪, 刘国祥, 纪门, 等. 中国卫生服务需求弹性研究的系统评

价. 中国循证医学杂志, 2017, 17(5): 564-572.

- 2 Zhou Z, Su Y, Gao J, *et al.* New estimates of elasticity of demand for healthcare in rural China. *Health Policy*, 2011, 103(2): 255-265.
- 3 李涛, 陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据. *经济研究*, 2014, (3): 62-75.
- 4 Liu GG, Wu H, Li M, *et al.* Chinese time trade-off values for EQ-5D health states. *Value Health*, 2014, 17(5): 597-604.
- 5 陈文. 卫生经济学. 北京: 人民卫生出版社, 2013: 87.
- 6 Manning WG, Newhouse JP, Duan N, *et al.* Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *Am Econ Rev*, 1987, 77(3): 251-277.
- 7 Mocan HN. The demand for medical care in urban China. *World Dev*, 2004, 32(2): 289-304.
- 8 朱宏. 我国药品需求弹性的研究. *中国药房*, 2004, 15(11): 653-655.
- 9 Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health. *J Polit Econ*, 1972, 80(2): 223-255.
- 10 吕学静. 非理性就医的深层原因及防范措施. *中国医疗保险*, 2012, 6(6): 15-16.
- 11 李亚楠, 陈在余, 马爱霞, 等. 新型农村合作医疗制度对农民就医决策的影响: 基于“中国健康与营养调查”数据的双重差分估计. *宁夏农林科技*, 2012, 53(11): 164-166.
- 12 李金梅. 医改前后患者对黑龙江省就诊医疗机构的评价变化. *齐齐哈尔医学院学报*, 2015, (6): 866-867.
- 13 白井双, 吴淑华. 急性冠状动脉综合征患者决策延迟的影响因素分析. *中国实用护理杂志*, 2015, 31(15): 1168-1170.

收稿日期: 2018-07-31 修回日期: 2018-11-02

本文编辑: 熊鹰