

文章编号: 1000-5862(2018)06-0627-07

基于问卷调查的自媒体环境下 大学生医患观影响因素研究

王根生^{1 2 3}, 黄学坚³, 闵 潞²

(1. 江西财经大学国际经贸学院, 江西 南昌 330013; 2. 江西财经大学人文学院, 江西 南昌 330013;

3. 江西财经大学计算机实践教学中心, 江西 南昌 330013)

摘要: 首先采用文献分析法分析相关文献, 构建大学生医患观的影响因素调查指标; 然后设计问卷属性, 以南昌市高校学生为对象进行调查; 运用因子分析和多元线性回归方法, 分析影响大学生医患观构建的基本因子, 对显著性较强的因子进行有序 ordinal 回归, 探索自媒体环境下大学生医患观影响因素; 最后提出基于大学生、自媒体、医院、政府 4 个层面的政策建议, 为构建大学生和谐医患观提供理论依据和数据支撑。

关键词: 自媒体; 大学生; 和谐医患观

中图分类号: TP 391.4 文献标志码: A DOI: 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2018.06.14

0 引言

自媒体环境下医患舆情一直被国内外学者重点关注。A. K. Sadati^[1]通过建立定性范式模型(GT), 发现医疗基础设施是影响医患关系的重要因素; Zheng Sijing 等^[2]采用模糊集合和多元回归分析, 揭示了医院管理中人际和组织间的信任互补关系; D. A. Smith 等^[3]探索了医患关系和贫困居民医疗保险普及率、医疗卫生服务满意度直接的关系; Liang Changyong 等^[4]以公平服务为理论视角, 利用医院信息系统(HIS)进行数据收集, 构建模型探究医患关系对患者满意度所起的重要作用。

相对而言, 国内学者的研究也比较深入, 覃国慈^[5]根据社会冲突理论研究医患关系问题, 提出通过制度、媒体的作用来重塑医患关系; 成秋娴等^[6]指出在自媒体环境下应建立完善的谣言筛查与粉碎机制, 使网民在自媒体环境中运用道德的标杆引导自己, 以法律为准绳约束自己; 郝艺鹏^[7]指出大学生在运用自媒体传播网络舆情时, 存在严重的“思考惰性”和“群体极化”问题; 闫方洁^[8]则认为大学

生的媒介话语趋于碎片化、戏谑化和微观化, 容易导致医患观扭曲情况; 汪新建等^[9]和陈玉梅等^[10]则认为大学生是网络社会的主流群体, 对医患关系网络舆情的发展具有重要影响, 而医闹事件的负面影响, 给医学生对自己将来的从医之路造成消极作用。

虽然国内外学者对自媒体环境下医患关系的研究起步较早, 并获得了不少成果, 但大多定性地分析当今医患关系的特点及影响, 较少进行实证研究; 其次, 学者针对自媒体环境下的医患关系主要从网络大环境及医疗体制方面提出建议, 少数将大学生和自媒体作为对象进行研究。自媒体时代“随性化”和“伪正义”的特征, 使得大学生在运用自媒体发布或传播网络舆情时, 存在严重的“思考惰性”和“群体极化”现象, 这就容易使大学生的医患观产生扭曲, 造成严重的后果, 而且大学生是影响未来医患关系的主要干系人, 因此对高校大学生进行医患和谐教育是构建医患关系的重要基础。

本文在南昌市选择不同层次的 8 所高校(含第 1 批次本科院校、第 2 批次本科院校)为例, 开展自媒体环境下关于大学生医患观的调查研究, 探索自媒体环境下关于大学生医患观的影响因素。

收稿日期: 2018-06-17

基金项目: 国家自然科学基金(71461012), 国家社会科学基金(17BXX059)和江西省高校人文社会科学研究(TQ1404)资助项目。

作者简介: 王根生(1974-), 男, 江西新干人, 副教授, 博士, 主要从事网络舆情、数据挖掘研究。E-mail: wgs74@126.com

1 调查设计

1.1 调查指标设计

根据文献[11-15],本文选取个体特征、自媒体特征、医方因素、患方因素、体制因素共5个指标作为影响因素进行研究,分析当前医患整体关系的观点,其结构如图1所示。

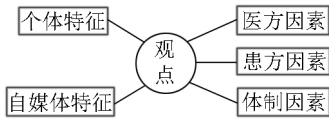


图1 6维度调查指标

(i) 个体特征维度: 性别、高校、年龄阶段、月消费水平、是否亲身经历过医患危机事件; (ii) 自媒体特征维度: 获取医患新闻的主要来源; (iii) 医方因素维度: 医患新闻报导的真实性、对医务人员服务的满意度、对医生的医术水平及治疗效果满意度、医疗费用情况满意度、对医务人员的信任度; (iv) 患方因素维度: 患者在就医过程中的配合度、患者对治疗结果的期望值、患者在就医过程中的理性度; (v) 体制因素维度: 当前医疗体制的健全度、政府在医疗资源配置方面的合理性、医疗纠纷解决机制的完备性、医疗纠纷解决的及时性; (vi) 观点维度: 当前医患整体关系。5个维度分别对应问题 Q_1 至 Q_{19} 。

1.2 样本容量确定

样本容量计算公式^[14]为

$$n = (Z_{\alpha/2})^2 \delta^2 / E^2. \tag{1}$$

在 $1 - \alpha$ 为 95% 的置信水平下,取可接受的抽样估计误差 $E = 0.05$ 。本次预抽样过程中共发放 60 份问卷,收回 58 份,其中 5 份为无效问卷,有效问卷 53 份,有效率为 91.4%,样本方差为 0.190 3,并将样本方差作为总体方差的无偏估计量,根据(1)式,确定出调整前样本容量 n 为 293 份。考虑会出现无

效问卷,对样本容量进行调整。调整公式为: 调整后样本容量 = 调整前样本容量 / 有效问卷率,最后得到样本容量为 321 份,最终发放了 400 份问卷,收回有效问卷为 343 份,有效率为 85.75%。问卷份数已经达到要求,可以部分排除因样本容量过小而带来的试验误差,满足样本要求。

2 调查实施

2.1 调查组织

确定调查时间、地点和人员分工,做好调查预算: 时间成本预算、经济成本预算、人力成本预算。

2.2 调查过程

本次调查共分为前期调查准备、中期调查实施和后期调查整合 3 个阶段。

2.3 质量控制

(i) 信度检验。本次调查问卷的信度运用 Cronbach's Alpha 系数来进行检验。用 Spss20.0 对 324 份问卷中 13 道量表题($Q_7 \sim Q_{18}, Q_{19}$)进行可靠性分析,项方差为 56.033,结果如表 1 所示。可以看出 Cronbach's Alpha 值为 0.886,大于基准研究的 0.8,即信度通过检验,该问卷量表题是可信的。

表1 信度检验结果

序号	名称	输出值
1	Cronbach's Alpha	0.886
2	基于标准化项的 Cronbach's Alpha	0.886

(ii) 效度检验。采用效度进行问卷量表题的效度检验,选用 Spss20.0 中 KMO 抽样适当性检验和 Bartlett 球形检验,判断是否可以进行因子分析,分析结果中项之间的相关性如表 2 所示。从表 2 可以看出,大部分变量之间相关系数较高,线性关系较强。

表2 相关性系数矩阵

	Q_7	Q_8	Q_9	Q_{10}	Q_{11}	Q_{12}	Q_{13}	Q_{14}	Q_{15}	Q_{16}	Q_{17}	Q_{18}
Q_7	1.000											
Q_8	0.096	1.000										
Q_9	0.187	0.300	1.000									
Q_{10}	0.216	0.550	0.336	1.000								
Q_{11}	0.762	0.227	0.389	0.340	1.000							
Q_{12}	0.309	0.246	0.315	0.139	0.347	1.000						
Q_{13}	0.167	0.279	0.136	0.446	0.408	0.155	1.000					
Q_{14}	0.390	0.452	0.616	0.573	0.577	0.331	0.496	1.000				
Q_{15}	0.690	0.147	0.310	0.378	0.636	0.278	0.383	0.468	1.000			
Q_{16}	0.220	0.317	0.326	0.613	0.403	0.199	0.682	0.617	0.561	1.000		
Q_{17}	0.160	0.243	0.172	0.131	0.145	0.560	0.314	0.292	0.256	0.206	1.000	
Q_{18}	0.726	0.244	0.301	0.461	0.585	0.315	0.273	0.528	0.751	0.481	0.309	1.000

检验结果如表 3 所示. 在表 3 中, KMO 量为 0.785(>0.70), Bartlett 球形检验的近似卡方分布为 2 333.638, 自由度 d_f 为 66, 显著性概论值达到显著水平($S_{ig} = 0.000 < 0.05$), 说明数据适应因子分析. 根据上述分析, 提取特征根大于 1 的主成分作为因子, 共得到 4 个因子, 累计方差贡献率为 76.526%, 解释总方差如表 4 所示.

表 3 KMO 与 Bartlett 检验		
检验方法	结果	
KMO 量	0.785	
Bartlett 的球形度检验	近似卡方	2 333.638
	d_f	66
	S_{ig}	0.000

表 4 解释的总方差

成分	初始特征值			提取平方和载入			旋转平方和载入		
	合计	方差 / %	累积 / %	合计	方差 / %	累积 / %	合计	方差 / %	累积 / %
1	5.237	43.643	43.643	5.237	43.643	43.643	3.213	26.776	26.776
2	1.610	13.416	57.059	1.610	13.416	57.059	2.274	18.951	45.727
3	1.316	10.968	68.027	1.316	10.968	68.027	2.096	17.463	63.190
4	1.020	8.500	76.526	1.020	8.500	76.526	1.600	13.336	76.526
5	0.761	6.342	82.868						
6	0.576	4.802	87.671						
7	0.421	3.510	91.181						
8	0.326	2.718	93.899						
9	0.267	2.224	96.123						
10	0.182	1.520	97.644						
11	0.160	1.332	98.976						
12	0.123	1.024	100.000						

对表 4 进行旋转, 其旋转成分矩阵如表 5 所示. 在表 5 中, 每个成分提取了 4 个因子成分, 成分 1 的组成为 Q_7 、 Q_{11} 、 Q_{15} 、 Q_{18} ; 成分 2 的组成为 Q_{10} 、 Q_{13} 、 Q_{16} ; 成分 3 的组成为 Q_8 、 Q_9 、 Q_{14} ; 成分 4 的组成为 Q_{12} 、 Q_{17} . 上述分析表明, 所有量表中的变量均能被因子所提取, 问卷量表通过效度检验是有效问卷.

表 5 旋转成分矩阵

题目	成分 1	成分 2	成分 3	成分 4
Q_7	0.929	-0.015	0.038	0.101
Q_8	-0.056	0.312	0.673	0.181
Q_9	0.245	-0.056	0.807	0.112
Q_{10}	0.186	0.601	0.555	-0.074
Q_{11}	0.798	0.173	0.268	0.079
Q_{12}	0.251	-0.056	0.257	0.804
Q_{13}	0.154	0.863	0.042	0.178
Q_{14}	0.394	0.406	0.652	0.150
Q_{15}	0.811	0.340	0.074	0.116
Q_{16}	0.292	0.801	0.270	0.042
Q_{17}	0.071	0.221	0.039	0.889
Q_{18}	0.790	0.250	0.190	0.163

3 数据分析

3.1 描述性分析

基本信息描述性统计, 调查对象中的男女比约

为 1:2; 18~22 岁间占总体对象的 92.3%; 双一流大学、普通本科、普通专科 3 者之比为 2:5:3, 大致符合南昌市高校分布; 关注医患舆情的微信和微博占媒体总类的 2/3; 月消费水平在 1 000~1 500 元占比大于 60%. 整体符合正态分布. 此外, 调查发现只有少部分大学生经历过医患危机事件, 并认为导致医患关系紧张的主要原因是体制因素和患方因素.

3.2 回归分析

(i) 基本信息多元线性回归分析. 将 Q_{19} 作为因变量, 运用 Spss20.0 分别对变量 $Q_1 \sim Q_6$ 开展多元线性回归, 回归结果见表 6. 表 6 中模型的拟合效果 R 方和调整的 R 方值均比较小, 模型不显著, 故剔除这些因子.

(ii) 主要影响因子回归分析. 以 Q_{19} 为因变量, 选取问卷中的 $Q_7 \sim Q_{18}$ 为自变量, 运用 Spss20.0 开展多元线性回归分析, 回归结果见表 7 和表 8.

表 6 基本信息多元线性回归分析

R	R 方	调整 R 方	标准估计的误差	Durbin-Watson
0.078	0.006	-0.013	0.743	1.784

表 7 主要影响因子回归分析

R	R 方	调整 R 方	标准估计的误差	Durbin-Watson
0.743	0.552	0.534	0.504	2.107

表 8 回归系数和显著性检验

模型	非标准化系数		标准化系数		t	S_{ig}	共线性统计量	
	B	标准误差	B_{eta}				容差	V_{IF}
(常数)	0. 125	0. 050			2. 525	0. 012		
Q_7	0. 104	0. 063	0. 137		1. 653	0. 099	0. 209	4. 789
Q_8	0. 324	0. 047	0. 330		6. 835	0. 000	0. 617	1. 621
Q_9	-0. 014	0. 038	-0. 020		-0. 379	0. 705	0. 514	1. 944
Q_{10}	-0. 025	0. 049	-0. 029		-0. 505	0. 614	0. 431	2. 321
Q_{11}	0. 290	0. 065	0. 335		4. 495	0. 000	0. 260	3. 846
Q_{12}	0. 059	0. 046	0. 065		1. 280	0. 201	0. 566	1. 767
Q_{13}	-0. 081	0. 054	-0. 092		-1. 510	0. 132	0. 389	2. 570
Q_{14}	0. 108	0. 054	0. 136		1. 990	0. 048	0. 307	3. 259
Q_{15}	-0. 322	0. 065	-0. 352		-4. 979	0. 000	0. 289	3. 457
Q_{16}	0. 032	0. 052	0. 043		0. 610	0. 542	0. 288	3. 475
Q_{17}	0. 031	0. 050	0. 032		0. 614	0. 540	0. 533	1. 876
Q_{18}	0. 228	0. 051	0. 327		4. 454	0. 000	0. 268	3. 734

在表 7 中 ,从 R 方和调整的 R 方值来看 ,模型比较显著;在表 8 中 Q_8 、 Q_{11} 、 Q_{14} 、 Q_{15} 和 Q_{18} 的 S_{ig} 值均小于 0. 05 ,具有统计学意义 ,即保留这些因子. 因此 ,其回归方程为

$$Q_{19} = 0. 125 + 0. 324Q_8 + 0. 29Q_{11} + 0. 108Q_{14} - 0. 322Q_{15} + 0. 228Q_{18}. \quad (2)$$

在表 8 中 ,主要影响因子 V_{IF} 检验值均小于 5 ,所以自变量之间不存在显著的多重共线性. 对模型的诊断表明 ,该回归模型具有科学性.

(iii) 有序 ordinal 回归分析. 剔除不显著变量后 ,以 Q_{19} 为因变量 Q_8 、 Q_{11} 、 Q_{14} 、 Q_{15} 、 Q_{18} 为自变量 ,

进行有序 ordinal 回归分析 ,得到结果如表 9 ~ 表 11 所示.

表 9 模式拟合信息

模型	-2 对数 概似值	卡方	d_f	显著性
仅限截距	651. 730			
Final	270. 303	381. 426	19	0. 000

表 10 拟合度

模型	卡方	d_f	显著性
Pearson	1 644. 415		
偏差	256. 848	44	0. 016

表 11 参数评估

		估计	Wald	d_f	显著性	95% 信赖区间	
						下限	上限
临界值	$[Q_{19} = -1]$	-6. 869	6. 419	1	0. 011	-12. 182	-1. 555
	$[Q_{19} = 0]$	-2. 125	0. 610	1	0. 435	-7. 460	3. 209
	$[Q_{19} = 1]$	5. 734	4. 586	1	0. 032	0. 486	10. 982
位置	$[Q_8 = -2]$	3. 938	2. 806	1	0. 094	- . 670	8. 545
	$[Q_8 = -1]$	1. 093	0. 311	1	0. 577	-2. 751	4. 936
	$[Q_8 = 0]$	2. 598	1. 767	1	0. 184	-1. 233	6. 428
	$[Q_8 = 1]$	1. 807	0. 841	1	0. 359	-2. 054	5. 668
	$[Q_8 = 2]$	0		0			
	$[Q_{11} = -1]$	-5. 598	19. 060	1	0. 000	-8. 111	-3. 085
	$[Q_{11} = 0]$	-3. 801	13. 147	1	0. 000	-5. 856	-1. 746
	$[Q_{11} = 1]$	-2. 396	3. 583	1	0. 058	-4. 876	0. 085
	$[Q_{11} = 2]$	0		0			
	$[Q_{14} = -2]$	-5. 895	17. 097	1	0. 000	-8. 689	-3. 100
	$[Q_{14} = -1]$	-5. 209	16. 245	1	0. 000	-7. 742	-2. 676
	$[Q_{14} = 0]$	-5. 028	16. 839	1	0. 000	-7. 429	-2. 626
	$[Q_{14} = 1]$	-2. 652	4. 433	1	0. 035	-5. 121	-0. 183
	$[Q_{14} = 2]$	0		0			

表 11(续)

		估计	Wald	d_f	显著性	95% 信赖区间	
						下限	上限
位置	$[Q_{15} = -2]$	4. 453	6. 695	1	0. 010	1. 080	7. 826
	$[Q_{15} = -1]$	5. 366	10. 363	1	0. 001	2. 099	8. 634
	$[Q_{15} = 0]$	6. 376	18. 663	1	0. 000	3. 483	9. 269
	$[Q_{15} = 1]$	2. 401	2. 918	1	0. 088	-0. 354	5. 156
	$[Q_{15} = 2]$	0		0			
	$[Q_{18} = -2]$	-3. 957	10. 675	1	0. 001	-6. 331	-1. 583
	$[Q_{18} = -1]$	-3. 984	12. 620	1	0. 000	-6. 182	-1. 786
	$[Q_{18} = 0]$	-3. 626	17. 985	1	0. 000	-5. 302	-1. 950
	$[Q_{18} = 1]$	-0. 179	0. 048	1	0. 827	-1. 788	1. 430
	$[Q_{18} = 2]$	0		0			

观察总体回归结果 ,卡方值为 381. 426 ,显著性水平为 0. 000 ,表明模型拟合得较好.

从表 11 中发现 ,当 $Q_{19} = \pm 1$ 时 ,显著性均小于 0. 05 ,通过检验;而当 $Q_{19} = 0$ 时 ,显著性超过 0. 05 ,可能是因为整体医患关系近似服从正态分布 ,而且标准差过小 ,导致样本中 $Q_{19} = 0$ 的个体过多 ,该值下模型不显著 ,但因为模型总体是显著的 ,且该变量是应变量 ,不可剔除. 所以原假设仍然成立.

在表 11 中 ,“患者对医务人员的服务满意度”对医患关系的影响并不显著 ,主要原因是患者流动性强 ,而医务人员在整个就医过程中占据主动权 ,不

完全以服务患者的心态看待整个医疗过程 ,从而产生医患双方的服务心态不一样. 此外 ,当“对医务人员的信任度”、“医疗体制的健全度”和“解决医疗纠纷的及时性”值为 1 时 ,对“整体医患关系”影响不显著 ,而其他值时则非常显著 ,可能是因为大学生涉世不深 ,对上述指标比较乐观 ,大部分样本落入“1”中 ,使得回归结果不显著;综上所述 ,“对医务人员的信任度”、“患者的理性度”、“医疗体制健全度”以及“解决医疗纠纷的及时性”与“对当前整体医患关系”显著相关 ,是影响大学生构建和谐医患观的基本因子. 表 12 同时验证了提出的部分假设.

表 12 当前整体医患关系的影响因素研究模型的假设检验结果汇总

序号	6 维度调查指标	假设	验证结果
H_1	个体特征维度	性别对医患关系的影响不显著	✓
H_2		所在院校对医患关系的影响显著	×
H_3		年龄阶段对医患关系的影响显著	×
H_4		月消费水平对医患关系的影响显著	×
H_5		医患新闻的来源对医患关系的影响不显著	✓
H_6		是否亲身经历过医疗纠纷事件对医患关系的影响不显著	✓
H_7	医方因素维度	医患新闻报导的真实性与医患关系的好坏成正相关	×
H_8		患者对医务人员服务的满意度与医患关系的好坏成正相关	✓
H_9		患者对医生的医术水平及治疗效果与医患关系的好坏成正相关	×
H_{10}		患者对医疗费用的满意度与医患关系的好坏成正相关	×
H_{11}		患者对医务人员的信任度与医患关系的好坏成正相关	✓
H_{12}	患方因素维度	患者在就医过程中的配合度与医患关系的好坏成正相关	×
H_{13}		患者对治疗结果的期望值与医患关系的好坏成正相关	×
H_{14}		患者在就医过程中的理性度与医患关系的好坏成正相关	✓
H_{15}	体制因素维度	当前医疗体制的健全度与医患关系的好坏成正相关	✓
H_{16}		政府在医疗资源配置方面的合理性及医患关系的好坏成正相关	×
H_{17}		医疗纠纷解决机制的完备度与医患关系的好坏成正相关	×
H_{18}		医疗纠纷解决的及时性及医患关系的好坏成正相关	✓

注: ✓表示假设成立; ×表示假设不成立.

3.3 结果分析

通过分析,得出以下结论:

1) 大学生的性别、所属高校、年龄阶段、月消费水平、获取医患新闻的途径以及是否亲身经历医疗纠纷事件等基本信息与当前整体医患关系之间不存在显著性相关,即上述基本信息并不是影响医患关系的主要因素,说明大学生在构建和谐医患关系时,无需过于在乎自己的基本条件,应注重自身知识的积累和素养的提高。

2) 通过有序 ordinal 回归检验筛选得出,“患者对医务人员的信任度”、“患者的理性度”、“医疗体制健全度”、“解决医疗纠纷事件的及时性”这 4 项指标显著影响当前医患关系,但同时发现,大多数大学生对这些影响医患关系的指标怀有乐观态度,这表明虽然大学生对医患舆情了解不深,但总体态度乐观积极。在自媒体大趋势下,大学生和谐医患关系的构建将促进整个社会医患关系的改善。

4 结论

通过对调查报告的数据分析,提出如下建议以期能引导大学生构建和谐良好的医患观,从而更好地改善整体医患关系。

1) 大学生层面。由于大学生生活圈比较小,对真实的医患关系认识有限,建议大学生走出校园,扩大眼界,了解当前最新医疗体制改革措施和医患关系现状,不盲目传播医患舆情,保持理智医患关系态度。

2) 自媒体层面。当下的自媒体环境,一方面为大学生了解医患关系网络舆情提供更便捷的途径,但另一方面也将虚假信息呈现在大学生眼前,对大学生的医患观构建造成极大的负面影响。自媒体应维护新闻职业道德,担当引导角色,保障传播信息的可靠,防止错误引导大学生。

3) 医院层面。医院应在服务水平、医疗设备、医疗队伍方面加强建设,提高患者对医院的满意度。建立完善的医疗纠纷预防机制,对突发医患事件能及

时处理,减少负面影响,构建良好的医院形象,营造和谐的医患关系。

4) 政府层面。应当统筹加强医疗体制的完善,深化基层医疗卫生机构改革,改善分级诊疗体系,加快建立医疗纠纷预防调解机制,以更好维护医生和患者的双方利益,为大学生和谐医患观构建营造良好的社会环境。

自媒体环境下大学生和谐医患观的构建,不仅需要大学生从自身提升理性认知,更需要全社会营造良好的医疗环境,一起致力改善医患关系。

5 参考文献

- [1] Sadati A K, Tabei S Z, Ebrahimzade N, et al. The paradigm model of distorted doctor-patient relationship in Southern Iran: a grounded theory study [EB/OL]. [2018-03-11]. <http://pdfs.semanticscholar.org/b8f8/0012b1ad47fb9f01a1d836966bbb8998b0e6.pdf>.
- [2] Zheng Sijing, Hui Siufu, Yang Zhilin. Hospital trust or doctor trust? A fuzzy analysis of trust in the health care setting [J]. Journal of Business Research, 2017, 78: 217-225.
- [3] Smith D A, Akira A, Hudson K, et al. The effect of health insurance coverage and the doctor-patient relationship on health care utilization in high poverty neighborhoods [J]. Preventive Medicine Reports, 2017, 7(C): 158-161.
- [4] Liang Changyong, Gu Dongxiao, Tao Fangjin, et al. Influence of mechanism of patient-accessible hospital information system implementation on doctor-patient relationships: a service fairness perspective [J]. Information & Management, 2017, 54(1): 57-72.
- [5] 覃国慈. 社会冲突理论视角下的医患关系研究 [J]. 江汉论坛, 2014(3): 140-144.
- [6] 成秋娴, 冯泽永, 冯婧, 等. 医患关系面临的自媒体伦理失范及建议 [J]. 医学争鸣, 2016, 7(6): 63-66.
- [7] 郝芝鹏. 自媒体环境下的大学生社会信任表征 [J]. 重庆社会科学, 2016(6): 109-115.
- [8] 闫方洁. 自媒体时代大学生的媒介话语机制解析 [J]. 思想理论教育, 2015(4): 78-82.

- [9] 汪新建,王骥. 媒体中的医方形象及其对医患信任的影响 [J]. 南京师大学报: 社会科学版 2017(2): 99-101.
- [10] 陈玉梅,陈珊珊. 自媒体在高校学生心理危机干预中的作用 [J]. 高教探索 2017(8): 112-114.
- [11] 于青. 人文素质对医患关系影响的调查分析 [J]. 西北人口 2014(5): 96-101.
- [12] 戴元光. 我国当前医患关系的现状、问题及原因: 基于健康传播视角的实证分析 [J]. 新闻记者 2012(4): 15-20.
- [13] 李淑玲. 新农合农民就医行为与认知影响因素的实证研究 [J]. 工业工程与管理 2014, 19(4): 100-101.
- [14] 罗良清,平卫英. 统计学 [M]. 北京: 北京邮电大学出版社 2015: 170.
- [15] 王根生. 自媒体环境下医患舆情 S 型曲线演化模型研究 [J]. 江西师范大学学报: 自然科学版 2018 42(3): 317-322.

The Study on the Influence Factors of College Students' Doctor-Patient View in We Media Based on Investigation

WANG Gensheng^{1 2 3}, HUANG Xuejian³, MIN Lu²

(1. School of International Trade and Economics, Jiangxi University of Finance and Economic, Nanchang Jiangxi 330013, China;

2. School of Humanities, Jiangxi University of Finance and Economic, Nanchang Jiangxi 330013, China;

3. Computer Practice Teaching Center, Jiangxi University of Finance and Economic, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract: Firstly, college students' doctor-patient view is analyzed by literature, and the impact index system of college students' doctor-patient view is built. Then, the questionnaire attributes are designed and the surveys of college students in Nanchang are made. Using factor analysis and multiple linear regression analysis, the basic factors are analyzed and the ordinal regression for significant factors is made to explore the influence factors of college students' doctor-patient view in We Media. Lastly, according to the survey, the policy advice based on the four levels of college students, We Media, hospitals and government is put forward to provide theoretical basis and data support for promoting the construction of a harmonious college students' doctor-patient view.

Key words: we media; college students; the harmonious doctor-patient view

(责任编辑: 冉小晓)