

# 城市佛系青年何以存在:“玩世不恭”抑或“年少无知”?

罗 桢<sup>1 2</sup>, 徐建军<sup>1</sup>

(1. 中南大学 马克思主义学院 湖南 长沙 410083; 2. 中南大学 冶金与环境学院 湖南 长沙 410083)

**摘要:** 理清佛系青年社会心态的生成逻辑是引导佛系青年态度转变的关键。基于 CGSS2015 相关数据的二元 logistic 统计分析发现: 社会阶层流动预期越好和无伴侣的城市青年更倾向于追求非竞争性获取物, 即尚未承担家庭责任且对自身未来发展前景预期较好是城市佛系青年的关键特征。与已有研究的逻辑推理不同, 佛系青年并非压力过大而产生的“玩世不恭”, 更可能是青年“年少无知”而表现出的盲目自信和不愿意承担家庭责任。未来要通过优化青年价值观、人生观教育和完善青年婚恋、生育和发展的支持性政策, 引导佛系青年转变态度, 以更好地承担责任和追求高尚的人生目标。

**关键词:** 佛系青年; 社会结构; 城市青年; 工作回报期望; 社会阶层流动预期

**中图分类号:** C913.5; G455 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-579(2020)06-0116-10

## How Do the Urban Buddhist Youth Exist: Be “Cynical” or Be “Young and Ignorant”?

LUO Zhen<sup>1 2</sup>, XU Jianjun<sup>1</sup>

(1. School of Marxism; 2. School of Metallurgy and Environment,  
Central South University, Changsha, Hunan 410083, China)

**Abstract:** To clarify the formation logic of Buddhist youth's social mentality is the key to guide the change of Buddhist Youth's attitudes. Based on the sample of 2015 Chinese General Social Survey (CGSS2015) data and the Binary Logistic Model, the quantitative findings show: the better the social mobility anticipation, the higher the probability to pursue non-rivalry requirements; and compared to individuals with spouse, the single youth has higher probability to pursue non-rivalry requirements. The key characteristics of urban Buddhist youth are that they have not yet undertaken family responsibilities and have a good prospect for their future development. This means that, contrary to the logic of existing research, the “cynical attitudes” of the Buddhist youth is not caused by excessive pressure, but more likely the blind self-confidence and unwillingness to take family responsibilities because they are “young and ignorant”. In the future, it is necessary to optimize the education of youth values and outlook on life, and improve the supportive policies of youth's marriage, love, childbirth and development, so as to guide Buddhist youth to change their attitudes, so that they can better take responsibility and pursue noble goals in life.

**Key words:** Buddhist youth; social structure; urban youth; work reward expectation; social mobility

收稿日期: 2020-09-20

基金项目: 国家社科基金一般项目“基于网络社会管理的高校校园网络舆论环境研究”(编号: 13BKS085)

作者简介: 罗 桢(1986-), 女, 湖南株洲人, 中南大学冶金与环境学院讲师、马克思主义学院博士研究生。研究方向为网络思想政治教育和网络舆情管理。

徐建军(1954-), 男, 湖南益阳人, 中南大学马克思主义学院教授、博士生导师。研究方向为思想政治教育。

anticipation

一、引言

年轻且受教育程度更高的城市青年本应是一个国家和地区社会经济发展的重要动力<sup>[1]</sup>和“人口红利”的重要来源,但近年来,“佛系青年”作为一种亚文化现象却在社会上甚嚣尘上,严重制约了人口红利的实现。佛系青年不信佛,也不是无欲望、低欲望,而是“降低自己的欲望过一种极简主义生活而保持随心所欲”。<sup>[2]</sup>在为人处世方面,佛系青年不争不抢,按自己喜欢的方式行事;在人生追求方面,他们不求输赢,以兴趣爱好为先,顺其自然、随遇而安。<sup>[3]</sup>概而言之,佛系青年“玩世不恭”,注重自己的兴趣爱好和情感,喜欢安逸,不愿意为获得而去竞争。具体到工作中往往表现为偏爱非竞争性获取物,不愿意追求竞争性获取物。2015 年中国综合社会调查(CGSS2015)数据也显示,相较于城市中老年群体,更多的 80 后和 90 后城市青年期望在工作中追求个人兴趣、有较多自由时间等非竞争性获取物;而城市中老年群体则更偏好追求高收入、社会声望和尊重、较大职权、升迁机会等竞争性获取物(详细参见表 1)。

表 1 “两分类”模式下 1980 年前出生人口与 1980 年及以后出生人口工作回报期望的对比

首要工作期望类型	1980 年前出生的城市中老年群体		1980 年及其以后出生的城市青年群体	
	频率	百分比	频率	百分比
非竞争性获取物品	514	17.2	216	23.6
竞争获取物品	2466	82.8	701	76.4
总计	2980	100%	917	100%

注:相关数据来源于 2015 年中国综合社会调查

佛系作为一种生活态度,本无可厚非,但作为一种人生追求却太过于消极。如果任由“佛系”心态在青年群体中蔓延将对国家和民族的未来发展带来难以预估的重大隐患。青年是国家和民族的未来,是实现“中国梦”的主力军。党的十九大报告明确指出,“中国梦是我们这一代的,更是青年一代的……广大青年要坚定理想信念,志存高远,脚踏实地,勇做时代的弄潮儿……”这意味着,敢作敢为、勇于担当、勇于奋斗、勇于竞争的青年一代是实现伟大“中国梦”的依靠,而青年的佛系人生追求却与之背道而驰。佛系青年群体的出现,表面上代表着一种新的生活方式,本质上反映的却是部分青年因人生追求迷茫而产生的异化与极端社会心态,或者说是“当前社会转型期青年社会心态的具象表征”。<sup>[4]</sup>

那么,到底是什么原因导致了佛系青年异化社会心态的形成?或者说,佛系青年社会心态的生成逻辑是什么?只有厘清这个问题,我们才能“因材施教”“因病施药”,采取有针对性的措施把更多的青年引导到“追梦”的路上。就现有研究来看,可能是受到“蜗居”“房奴”“被就业”“996ICU”等近年流行热词隐喻之影响,学界主流观点几乎一致认为以“高房价”“就业难”为代表的社会压力过大是佛系青年选择“玩世不恭”的根本原因,但这种观点“既没经过任何可信的社会调查,也没有具体的数据支撑”,<sup>[5]</sup>尚不足以采信。有鉴于此,本文将基于 CGSS2015 相关数据检验城市佛系青年社会心态的生成逻辑,以辨识学界主流观点之真伪,以期为更好地引导青年成长提供管窥之见。具体来说,我们将用“工作回报期望”代表城市青年一代的人生追求,检验学界主流观点主张的社会结构性因素对城市青年一代人生追求的影响。

二、理论逻辑及研究假设

根据社会学习理论,个体社会心态的形成不可避免地会受到环境因素的影响。<sup>[6]</sup>这里所谓环境因素即人类个体通过直接经验和间接经验学习所感知到的环境影响。就社会心态的形成而言,则主要指社会环境因素的影响,尤其是社会结构性因素的影响。作为“一种弥散的社会心理状态”,个体社会心态的形成必然受到个体生命历程中所感知到的社会结构性因素的影响。<sup>[7]</sup> (p433-470)可以说,各种社会结构所施加的约束决定着人类个体的机会选择空间,进而从心理层面影响着人们的社会心态。也正是因为如此,结构功能主义者强调社会结构的积极功能。关于社会结构对社会心理态度的影响,美国著名社

社会学家莫顿(Robert King Merton)曾提出“可见性(visibility)”的概念来加以概括。在莫顿看来,社会结构的可见性与社会感知(social perception)相对应,它是社会结构的一种特性,而非个体偶然的感知,具体指“社会组织结构为那些处在不同地位的人们所提供的感知组织规范和理解组织成员角色表现特征之机会的程度”。<sup>[8] (p404)</sup>换言之,社会结构可见性强调的是人们感知到的社会结构压力对自身行为选择的影响,并通过约束行为选择进一步影响人们的社会心态。

这与已有主流理论研究文献观点是相一致的。最近的主流研究文献普遍认为,佛系青年是阶层固化下青年人成长空间受到压缩的产物,<sup>[9-10]</sup>是青年“外向的追求反复遭遇挫折、无法实现之后,寻求自我内部的心理建设”。<sup>[11]</sup>换言之,“佛系青年”因无力面对“爆棚”的社会结构性压力,转而选择“玩世不恭”地自娱、自嘲和自我安慰。上述理论逻辑与日本“低欲望社会”的成因是基本一致的,都是社会阶层固化下的自我心理调适。日本著名管理学家大前研一在《低欲望的社会——丧失大志时代》的新·国富论》这本著作中指出,造成日本成为“低欲望社会”的关键在于年轻人生活压力过大,入不敷出,进而只能购买“稍便宜”或“特价”商品,无力消费“稍贵”商品,少子化、晚婚化,自有住房持有率较低……<sup>[12] (p18-38)</sup>简而言之,主流理论观点认为,当下佛系青年的社会心态主要是社会结构压力所致。这种社会结构的压力可以从主客观两个层面来加以观察。

就主观层面因素来看,最为直接的体现就是人们对自身未来社会阶层流动的预期。社会结构,尤其是经济政治结构所决定的社会流动机会感知可以直接影响人们的社会态度形成,如果青年人认为自己所生活社会是一个开放的体系,自身向上流动的机会很多,他们就更大可能会积极参与社会竞争,努力追求竞争性获取物;反之,如果认为自身向上流动机会较少,成功概率较低,即其社会流动预期较差,则更可能放弃竞争,转而追逐自身兴趣和其他非竞争性获取物,以求身心安宁。

与此同时,人们的社会流动预期不仅受感知到的社会开放程度影响,还会受感知到的社会公平程度的影响。而青年更是大概率地具有倾向于公平的思维,<sup>[13]</sup>这也就意味着青年的社会公平感知程度极有可能影响青年的选择与行为。也正是因为如此,有研究者认为,“佛系青年”现象背后的社会心态,是转型社会下阶层固化、社会不公平现象下形成的集体表征或者是社会共识。<sup>[4]</sup>一般来说,社会越公平,人们就越有可能通过后天努力追求自身憧憬的目标,越能激发人们在竞争中获胜的欲望;相反,如果人们认为社会不公平,先赋性因素决定了自身的未来,难以通过后天努力在竞争中获胜,那么,人们就可能选择退出,不愿意参与竞争。据此,我们在此提出第一组研究假设:

假设1A:个体的社会阶层流动预期越高,人们就越倾向于追逐竞争性获取物;反之,则更可能去追逐非竞争性获取物。

假设1B:个体感知到的社会公平程度越高,人们就更倾向于追逐竞争性获取物;反之,则更可能去追逐非竞争性获取物。

在客观社会分层因素方面,住房和原生家庭社会阶层地位的影响是最难以忽视的两个方面。作为一种财产权以及身份地位的象征,是否拥有住房产权是社会分层的重要指标,<sup>[14-17]</sup>自然也是社会结构性要素的重要体现。我国城市住房商品化改革,尤其是近年来不断攀升的房价已经成为影响人们工作生活质量的关键变量,并形成了更加鲜明的住房地位群体区隔,自然住房地位也就成为影响城市青年人生选择和社会心态形成的重要因素,甚至有研究者认为“正是高房价社会催生了‘佛系青年’”。<sup>[2]</sup>最近的实证分析也发现,城市青年群体越来越难以通过自身努力获得住房产权,而以家庭支持为代表的先赋性因素对青年是否拥有住房产权的作用更为突出。<sup>[18-20]</sup>所以,是否拥有住房产权就可能成为影响城市青年社会心态形成的一个重要变量。如此,与高房价相关的住房产权和住房面积等因素都极有可能成为影响城市青年社会心态的重要变量。

此外,其他先赋性因素对个体经济社会地位的影响同样不可忽视。其中,具有明显代际传承性的原生家庭社会阶层地位的影响是最为重要的变量。原生家庭社会阶层地位的影响更多的是通过物质资本、社会资本等途径转移到下一代,尤其是父辈家庭所建立的社会网络在很大程度上决定着子代获得资源和机会的空间和概率。社会阶层地位不仅是一种简单的社会阶层地位排序,更重要的是它代表着资源和机会获取途径的多寡和获取概率的高低。而不同社会阶层地位蕴含着迥异的资源和机会,如此,父

辈的资源和机会就极有可能经由社会网络传递给子代,成为子代社会阶层地位确定与流动的重要前提条件,进而也就影响子代的生活工作态度。据此,我们在此提出第二组研究假设:

假设 2A: 相较于无住房产权者,拥有住房产权者更倾向于追逐竞争性获取物;反之,则更可能去追逐非竞争性获取物

假设 2B: 现有住房面积越大者其更倾向于追逐竞争性获取物,而现有住房面积越小者越倾向于追逐非竞争性获取物。

假设 2C: 原生家庭所属社会阶层地位越高,被调查者越倾向于追求竞争性获取物;反之,则倾向于追求非竞争性获取物。

三、数据与变量

(一) 数据来源

本文实证分析所用数据全部来源于中国人民大学中国调查与数据中心组织实施的 CGSS2015。2015 年度调查属于该系列调查的第二阶段(2010 - 2019),调查抽样采用的是多阶段分层概率抽样设计,在村、居层面,采用基于地图地址的抽样方法,对除西藏、新疆和海南以外的全国 28 个省(直辖市/自治区)的 478 个社区进行了绘图和核图抽样工作,最后在每个被抽中的家庭中随机抽取一个成年人作为访问对象。共回收有效问卷 10968 份,经过数据清理,删除缺失和回答“不知道”“不合适”个案数据,仅保留 1980 年及以后出生(2015 年年龄在 35 岁及以下)城市青年人口数据,最终剩余有效个案为 800 个。

(二) 变量

1. 因变量

本研究的因变量是“工作回报期望”,指的是被调查者自我报告的最期望获得的工作回报。在 CGSS2015 调查问卷中有这样一道开放式问题用来测量人们的工作回报期望,即询问被调查者“人们希望从工作中得到一些好处或回报。在下列这些工作回报中,您最希望获得的是哪一个?”。这些工作回报期望具体包括“高收入”“工作长期有保障”“工作时间短”“工作时间自由”“拓展社会关系”“社会声望和尊重”“较大的职权”“有升迁机会”“成就感”“满足个人兴趣”“为社会服务”“国家稳定”“身体健康”“退休”等 14 种情况。根据统计分析需要,本文研究将上述 14 类工作回报期望划归为两大属类,并赋值如下:1 = 非竞争性获取物 0 = 竞争性获取物。其中,非竞争性获取物指的是在追求回报过程中不需要与他人进行激烈竞争就能获得满足的需要,具体包括原调查问卷中的满足个人兴趣、拓展个人社会关系、为大众和社会服务、发挥个人才智获得成就感、工作时间短、可自由运用时间多,以及国家稳定、身体健康、退休等情况;竞争性获取物则指,个人在追求回报中需要与他人进行激烈竞争才能获得满足的需要,具体包括高收入、工作长期有保障、社会声望和尊重、较大的职权、有升迁机会等情况。

描述性统计分析发现,竞争性获取物仍然在城市青年工作回报期望中占据主导地位,约占 75.6%;同时,非竞争性获取物约占 24.4%(详细参见表 2)。

表 2 因变量的分布情况

变量	频数	百分比
1 = 非竞争性获取物	195	24.4
0 = 竞争性获取物	605	75.6

2. 自变量

承前所述,佛系青年人生追求本质上是一种社会心态的体现,而这种社会心态极有可能受社会结构性因素的影响。本文将通过社会阶层流动预期、社会公平感知、住房产权、现有住房面积和原生家庭所属社会阶层等五个变量来测量社会结构性因素对城市青年社会心态的影响。

(1) 社会阶层流动预期。CGSS2015 调查问卷构建了这样一种问题情境“在我们的社会里,有些人处在社会的上层,有些人处在社会的下层。最高‘10 分’代表最顶层,最低‘1 分’代表最底层。”然后让被调查者回答两个问题:第一个是“您认为自己目前在哪个等级上?”第二个是“您认为您 10 年后将会

在哪个等级上?”第一个题目意在测量人们自我感知的现阶段自身所处社会阶层地位,第二个题目则是测量人们自我预期的10年后自身所处社会阶层地位。本研究通过用被调查者自我预期的10年后社会阶层地位值减去现阶段社会阶层地位值来测量人们的社会阶层流动预期,数值越大表示预期越好,更可能向上流动;相反,则更可能向下流动。

(2) 社会公平感知。“社会公平感知”即被调查者自我报告的对社会公平程度的主观判断。在CGSS2015调查问卷中有这样一道问题用来测量被调查者社会公平感知程度,即“总的来说,您认为当今的社会公不公平?”答案赋值情况如下:1 = 完全不公平,2 = 比较不公平,3 = 一般,4 = 比较公平,5 = 完全公平。

(3) 住房产权。“住房产权”是一个二分类变量,1 = 有住房产权,0 = 无住房产权。考虑到在我国儒家文化背景下,住房更多是夫妻共同财产,所以,这里的有无住房产权区分的标准是夫妻双方是否拥有住房产权。在CGSS2015中有这样一道多选题“您现在这座房子的产权(部分或全部产权)属于谁?”备选答案包括自己所有、配偶所有、子女所有、父母所有、配偶父母所有、子女配偶所有、其他家人/亲戚所有、家人/亲戚以外的个人或单位所有等八种情况,其中,自己所有和配偶所有属于“有住房产权”,后六种情况属于“无住房产权”。

(4) 现有住房面积。“现有住房面积”指被调查者现在居住房屋的产权面积,是一个连续变量。它与住房产权一样都是住房地位群体的重要指标,体现了人们的客观社会分层结构。

(5) 原生家庭所属社会阶层。“原生家庭所属社会阶层”考察的是被调查者14岁时所在家庭的社会阶层地位。在CGSS2015中有这样一道问题可以用来测量“原生家庭所属社会阶层”,即询问被调查者“在我们的社会里,有些人处在社会的上层,有些人处在社会的下层。您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”它是一个赋值从1到10的离散变量,数值越大,代表原生家庭社会阶层地位越高。

### 3. 控制变量

本文研究的控制变量包括年龄、性别、年收入对数、受教育年限、婚姻状态等人口特征变量。其中,受教育年限指被调查者接受学校正规教育的年数,报告未上学等同于0年,扫盲班等同于2,小学为6年,初中为9年,高中(职高技校)为12年,大学专科为15年,大学本科为16年,研究生及以上为19年。

各类变量定义及描述性统计分析结果详见表3。

表3 纳入模型变量的定义及其统计性描述

变量类型	变量名称	性质	变量赋值	均值	标准差
因变量	工作回报期望	定类	0 = 竞争性获取物, 1 = 非竞争性获取物	0.24	0.430
	年龄	连续	最小值为18, 最大值为35	27.34	5.060
	性别	定类	0 = 女, 1 = 男	0.50	0.500
控制变量	年收入对数	连续	最小值为0, 最大值为16.02	8.2680	4.48607
	受教育年限	连续	最小值为0, 最大值为19	14.24	2.840
	婚姻状态	定类	0 = 无伴侣, 1 = 有伴侣	0.4837	0.50005
	社会阶层流动预期	连续	最小值为-4, 最大值为9	1.54	1.395
自变量	社会公平感知	定类	1 = 完全不公平, 2 = 比较不公平, 3 = 一般, 4 = 比较公平, 5 = 完全公平	3.15	0.968
	住房产权	定类	0 = 无住房产权, 1 = 有住房产权	0.29	0.455
	现有住房面积	连续	最小值为6, 最大值为600	92.23	56.601
	原生家庭所属阶层	连续	最小值为1, 最大值为10	4.15	1.719

## 四、实证分析

### (一) 统计模型

本文研究因变量是仅有两个取值的分类变量,故本研究适合采用二元 Logistic 回归作为分析工具。本文的主要目的是考察社会阶层流动预期、社会公平感知、住房产权、现有住房面积、原生家庭所属社会阶层等社会结构性因素对于城市青年工作回报期望的影响,为此,本文将分别建立一组嵌套模型来考察

上述社会结构性因素的影响:首先将可能影响城市青年工作回报期望的五个人口统计学特征变量  $x_i$  纳入模型,建立模型 A;  $x_i$  分别代表年龄、性别、年收入对数、受教育年限、婚姻状态  $i=1\ 2\ 3\ 4\ 5$ 。然后再将社会阶层流动预期、住房产权、现有住房面积、社会公平感知、原生家庭所属社会阶层等五个自变量  $x_j$  纳入模型之内,建立模型 A1;  $j=1\ 2\ 3\ 4\ 5$ 。具体模型为:

$$\text{模型 A: } Y_i = \ln \frac{\rho}{1-\rho} = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i x_i$$

$$\text{模型 A1: } Y_i = \ln \frac{\rho}{1-\rho} = \alpha^* + \sum_{i=1}^5 \beta_i x_i + \gamma_j^* x_j$$

其中  $\rho$  代表城市青年选择追求“非竞争性获取物”的概率,  $1-\rho$  为选择追求“竞争性获取物”的概率;在基准模型 A 中  $\beta_i$  是未控制社会阶层流动预期、住房产权、现有住房面积、社会公平感知、原生家庭所属社会阶层等五个自变量之前,人口统计学特征值的影响。在模型 A1 中  $\beta_j^*$  是控制了社会阶层流动预期、住房产权、现有住房面积、社会公平感知、原生家庭所属社会阶层等自变量及年龄、性别、受教育年限、年收入对数、婚姻状态等人口统计学特征值之后人口统计学特征变量  $x_i$  的影响;  $\gamma_j^*$  则是在控制上述五个自变量和五个人口统计学特征值后,自变量  $x_j$  的影响。 $\alpha$ 、 $\alpha^*$  分别代表截距。

## (二) 基本回归分析结果

表 4 报告的是城市青年工作回报期望相对于社会阶层流动预期、住房产权、现有住房面积、社会公平感知、原生家庭所属社会阶层等社会结构性因素所做的两个 Logistic 回归模型输出结果。其中,模型 A 是基准模型。从统计结果来看,在人口统计学特征变量中,仅有“婚姻状态”对于城市青年的工作回报期望具有显著影响,相较于“有伴侣”的城市青年,“无伴侣”的城市青年更倾向于追求“非竞争性获取物”;表现为:与“有伴侣”城市青年相比,“无伴侣”的倾向选择追求“非竞争性获取物”的发生比高约 81.3% ( $e^{0.595} - 1$ )。

模型 A1 在基准模型基础上加入社会阶层流动预期、住房产权、现有住房面积、社会公平感知、原生家庭所属社会阶层等自变量。统计结果发现,新加入的自变量仅有“社会阶层流动预期”对于城市青年工作回报期望有显著性的影响,显著性水平低于 0.05。具体表现为:城市青年社会阶层流动预期每增加一个单位,其选择追求“非竞争性获取物”的发生比高约 13.5% ( $e^{0.127} - 1$ )。假设 1A 得到证实。同时,人口统计学特征中,仍然只有“婚姻状态”有显著性影响,与“有伴侣”城市青年相比,“无伴侣”城市青年倾向选择追求“非竞争性获取物”的发生比高约 80.4% ( $e^{0.590} - 1$ )。

就社会公平感知的影响来看,与感知“完全公平”的城市青年相比,感知“完全不公平”、“比较不公平”、“一般”和“比较公平”的城市青年追求“非竞争获取物”的发生比分别低约 33.83% ( $e^{-0.413} - 1$ )、33.9% ( $e^{-0.414} - 1$ )、49.39% ( $e^{-0.681} - 1$ ) 和 24.42% ( $e^{-0.280} - 1$ ),但显著性水平均大于 0.1。假设 1B 未能得到证实。这可能是由于社会公平是人们难以直接感知与触及的因素,<sup>[20]</sup>进而难以直接影响城市青年的工作回报期望。就代表客观社会分层因素的住房产权和现有住房面积的影响来看,相较于“拥有住房产权者”,“无住房产权者”追求“非竞争性获取物”的发生比高约 22.38% ( $e^{0.202} - 1$ ),显著性水平也大于 0.1;“现有住房面积”每增加一个单位,被调查者追求“非竞争性获取物”的发生比高约 0.1% ( $e^{0.001} - 1$ ),影响较弱且显著性水平大于 0.1。假设 2A 和 2B 也未得到证实。这在某种程度上也就意味着以“高房价”为代表的物质压力并非青年选择“佛系”的关键因素。此外,就原生家庭所属社会阶层的影响来看,原生家庭所属社会阶层每增加一个等级,城市青年追求“非竞争性获取物”的发生比低约 1.49% ( $e^{-0.015} - 1$ ),但显著性水平大于 0.1。假设 2C 也未得到证实。一个可能的解释是城市青年的“佛系”心态并不因原生家庭社会阶层地位的高低而产生显著差异,中产阶级及以上家庭成长起来的青年可能存在“阶层自满”而“不思进取”,底层家庭成长起来的青年也可能“勤奋自律”,以“避免堕落为废材”。<sup>[21]</sup>所以,“佛系”作为城市青年的一种学习工作理念和生活态度,极有可能另有其根源。

事实上,理解佛系青年的生成逻辑也存在两种截然不同的理论视角,分别是以强调社会结构性压力为核心的“阶层跃迁”视角和以强调个体价值选择的“个人奋斗”视角。后者主要从后亚文化理论出发,强调青年个体抵抗都市生活的“庸俗化”与“匿名化”的生活方式,进而形成一种强调个体话语表达的亚

文化风格,而非阶层秩序的抵抗。<sup>[22]</sup>这与本文研究结论是存在相通之处的,即强调个体价值观念变化的关键影响,而非社会结构性压力的决定性作用。同时,已有主流研究结论认为“佛系青年”是社会结构性压力的产物,主要是基于对青年个体叙事资料的经验分析而做出的判断,在某种程度上缺乏代表性,而本文基于大规模抽样调查数据的统计分析则在很大程度上支持了后亚文化理论的观点。最近有国内研究者也表达了类似观点,认为现代性造成的“个人之无意义感”使得城市青年难以为生活找到更高层次的目标,城市佛系青年正是通过极简生活摆脱无意义感和失控感来实现自我救赎。<sup>[6]</sup>如此,假设 2A、2B 和 2C 均未得到证实也就不足为奇了。

模型统计检验显示:模型 A 和模型 A1 的 P 值分别为 0.007 和 0.000,这组模型整体显著性水平非常好,而且随着自变量的加入模型的显著性水平明显提高。基准回归模型 A 中的对数似然 -2Log Likelihood 的值为 872.645,引入五个自变量后对数似然 -2Log Likelihood 的值为 861.860,二者似然卡方值之差为 10.785;相对于 8 个自由度,这个似然卡方也较为显著,而且统计非常显著,说明加入的五个自变量显著地提高了模型的解释力。

表 4 Binary Logistic 回归系数

变量	系数(标准误)	系数(标准误)
年龄	-0.012(0.023)	-0.001(0.024)
性别	0.109(0.170)	0.123(0.172)
年收入对数	-0.002(0.021)	0.001(0.021)
受教育水平	-0.009(0.030)	-0.003(0.031)
婚姻状态(参照组为“有伴侣”)		
无伴侣	0.595** (0.215)	0.590** (0.225)
社会阶层流动预期		0.127** (0.060)
社会公平感知(参照组为“完全公平”)		
完全不公平		-0.413(0.721)
比较不公平		-0.414(0.638)
一般		-0.681(0.641)
比较公平		-0.280(0.628)
住房产权(参照组为“拥有住房产权”)		
无住房产权		0.202(0.220)
现住房面积		0.001(0.001)
原生家庭所属阶层		-0.015(0.050)
截距		-1.446(1.086)
卡方值	15.938	26.722
d.f	5	13
Sig.	0.007	0.000
-2loglikelihood	872.645	861.860
Cox& Snell R 方	0.020	0.033
Nagelkerke R 方	0.029	0.049

显著性水平:  $P^* < 0.1$ ,  $P^{**} < 0.05$ ; 括号内为标准误。

### (三) 稳健性检验

前文统计分析得出了一些初步研究结论,但由于自变量和因变量的测量均以居民主观调查为基础,存在一致性偏差的可能性较大。为了进一步确定前述研究结论的准确性,本文将从数据本身着手,通过调整因变量分类标准的方式对上述初步结论进行稳健性检验。具体来说,就是把因变量“工作回报期望”由原来的二分类转化为三分类,采用多项分类 logistic 回归进行重新模拟。考虑到人类个体对高收入的普遍性追求,和高收入在现代高消费社会对于人类生存发展之必要性,我们把“高收入”作为“消费基础物”单独提炼出来,形成“竞争性获取物”“非竞争性获取物”和“消费基础物”的三分类方式。模型中  $\rho_1$ 、 $\rho_2$ 、 $\rho_3$  分别代表被调查者选择竞争性获取物、非竞争性获取物和消费基础物的概率。通过表 5 我

们可以看出 8090 后城市青年群体对高收入的追求不仅不比 1980 年以前出生人口低 ,而且还高出 11.2 百分点 这充分显示 ,所谓“佛系青年”虽看淡权力名利追逐 ,但对高收入为基础的消费基础物却有着更高的需要。

表 5 “三分类”模式下 1980 年前出生人口与 1980 年及以后出生人口工作回报期望对比

工作回报期望类型	1980 年前出生人口		1980 年及其以后出生人口	
	频率	百分比	频率	百分比
非竞争性获取物品	514	17.2	216	23.6
消费基础	1215	40.8	477	52
竞争获取物品	1251	42	224	24.4
总计	2980	100%	917	100%

注: 同表 1

表 6 汇报的稳健性估计结果显示 ,同基本回归估计结果相一致 ,就非竞争性获取物与竞争性获取物之间的比较而言 ,仅有自变量“社会阶层流动预期”和控制变量“婚姻状态”的影响是显著的 ,符号影响方向也完全一致 ,仅在系数值大小和显著性水平方面存在微小差异。与前文初步检验结果基本一致 ,这说明前文估计结果是稳健可靠的。

表 6 多项分类 logistic 回归模型( MLR)

模型变量	模型 A1( $\rho_2/\rho_1$ )		模型 A2( $\rho_3/\rho_1$ )	
	系数	标准误	系数	标准误
年龄	-0.015	0.029	-0.021	0.024
性别	0.221	0.209	0.146	0.178
年收入对数	0.022	0.026	0.031	0.023
教育年限	-0.006	0.038	-0.005	0.032
婚姻状态( 参照组为“有伴侣”)				
无伴侣	0.543**	0.273	-0.069	0.231
社会阶层流动预期	0.164**	0.076	0.054	0.068
社会公平感知( 参照组为“完全公平”)				
完全不公平	0.116	0.873	0.802	0.796
比较不公平	-0.139	0.753	0.447	0.700
一般	-0.354	0.755	0.524	0.699
比较公平	-0.004	0.740	0.447	0.691
住房产权( 参照组为“拥有住房产权”)				
无住房产权	0.137	0.261	-0.097	0.210
现住房面积	0.000	0.002	-0.001	0.002
原生家庭所属社会阶层	-0.028	0.061	-0.019	0.052
截距	-0.292	1.310	0.763	1.155
卡方值	32.592			
d. f	26			
Sig.	0.074			
-2loglikelihood	1625.245			
N	800			

显著性水平: P\* <0.1 P\*\* <0.05。

五、结论与讨论

本文主要讨论和检验了社会阶层流动预期、社会公平感知、住房产权、现有住房面积、原生家庭所属社会阶层等社会结构性因素对于城市青年工作回报期望的影响。统计研究发现: 社会阶层流动预期是影响城市青年是否追求非竞争性获取物的关键 ,并表现为: 向上流动预期越强 ,城市青年越倾向于追求非竞争性获取物 ,即更可能具有佛系社会心态。同时,“无伴侣”也是佛系青年的重要特征。综合来看 ,



未承担家庭责任且对自身未来发展前景预期较好是佛系青年的关键特征。这也就在一定程度上意味着,佛系青年的生成逻辑并非是生活压力过大而产生的“玩世不恭”,更可能是城市青年因“年少无知”而表现为盲目自信且不愿意承担家庭责任。“年少无知”与“玩世不恭”有着本质的区别。前者是因为缺乏社会体验,确立了不切实际的、过高的人生憧憬,但又缺乏斗志,不肯脚踏实地地去追逐梦想,是幻想与期望的巨人,却是行动与奋斗的矮子;后者则是社会结构性压力下的“习得性无助”,他们缺乏的主要是社会阶层跃升的机会、通过砥砺奋斗获得成功的机会,进而无力追逐自己的梦想,退而寻求自我心理调适和自我安慰。

面对“年少无知”的佛系青年,我们无法禁止其行为,只能通过教育和引导去改变他们的态度。具体来说,未来要通过优化青年教育和完善青年婚恋、生育和发展支持性政策等措施,引导佛系青年群体改变其佛系态度,成为有理想、有抱负、勇于承担责任和崇尚奋斗的好青年。

具体来说,一方面,要建立目标导向一致的家庭、学校与社会协同教育机制,合力做好青年价值观和人生观教育,让其认识到努力奋斗对于实现未来美好憧憬的重要性,让其一步一个脚印,从现在做起,勇于承担责任,去奋斗、去竞争,而不是无缘由地过度自信,去放纵自我。其中,让青年人树立正确的婚恋观,及时婚育、优生优育是前提。因为家庭责任是一切责任的基础,青年人只有学会承担家庭责任,才能在工作中更好地承担起社会责任。另一方面,要给予青年婚恋、生育和发展更多的支持,通过引导青年承担责任而努力去拼搏奋斗和实现自己的人生理想。美国心理学家阿尔伯特·班杜拉(Albert Bandura)认为,“迅速的改变仅发生在提供更具比较优势的选项的情况下,或者发生在产生迟发有害后果的传统实践成本增加(traditional practices that produce adverse delayed consequences)的情况下;相反,当替代获利方式缺乏的情况下,即使面对接踵而至的负面后果,人们也只会慢慢地放弃那些有悖于其长期福利的行为”。<sup>[6]</sup>在当前社会急剧转型背景下,尤其是国家主导的市场化改革不断走向深入背景下,青年一代的工作和生活压力不断增大,在做好青年价值观和人生观教育的同时,也必须配合婚恋、生育和发展支持性政策才能为佛系青年提供一个更具比较优势的人生选择——让脚踏实地地奋斗就会有收获成为一个更大概率的事件。2017年9月中共中央、国务院印发《中长期青年发展规划(2016-2025年)》和共青团中央、民政部、国家卫生计生委联合印发《关于进一步做好青年婚恋工作的指导意见》都明确提出要切实服务青年婚恋交友、保障青年婚姻和生育合法权益,并鼓励条件成熟的地方探索在物质、假期等方面给予青年更多支持,这为未来支持青年婚恋、生育和发展指明了方向。尤其是在婚育服务方面,建议通过设立专项基金方式免费为青年提供法律支持服务,为青年婚育权益实现保驾护航。同时,还要通过完善奖励性生育政策、健全多元化育儿网络等方式共同为适龄青年结婚、生育提供支持,<sup>[23]</sup>提高青年人的婚恋和生育积极性,通过引导青年承担家庭责任和社会责任来促进其佛系社会心态的转变。

当然,本文实证分析结果只是表明了“年少无知”在城市青年“佛系”心态生成中的显著和突出作用,并不能就此彻底否定社会结构性压力的影响。尤其是考虑到“佛系青年”存在个体分化之事实,必然会有部分青年因为社会结构压力而选择“逃避”和“伪装”,需要对这一部分佛系青年给予特别的关注和支持。特别是对于寒门子弟而言,他们要想成功地跨越社会阶梯,一个健全的社会支持体系必不可少。<sup>[24]</sup>因为,任何个体的奋斗都离不开特定的经济社会文化环境。良性的、激励个体努力奋斗的经济社会文化环境必然有助于佛系青年的人生态度转变。国家可以通过产业、土地、教育等领域公共政策的调整 and 公共服务供给机制的创新把房价、物价控制在青年群体收入可承受的范围内,并创造更多的高质量青年就业创业机会,让青年触摸到更美好的生活前景和看到更光明的阶层跃升希望,这无疑会有助于引导他们成为“敢于有梦、勇于追梦、勤于圆梦”的“追梦青年”。

致谢:本文研究中所使用的数据来源于中国人民大学中国调查与数据中心主持实施的中国社会调查2010年相关数据,在此表示感谢。本研究中的城市居民指在调查中回答自己是“非农业户口”“居民户口(以前是非农业户口)”“军籍”的被调查者,其中军籍仅有4个样本。借鉴《中长期青年发展规划(2016-2025年)》中的有关规定,本文研究的青年指年龄小于等于35岁的人群。由于CGSS2015调查是在2015年进行,所以1980年及其以后出生人群也正好符合《中长期青年发展规划(2016-2025年)》中关于青年的年龄范围界定,即青年指14-35周岁之间的人群。

## 参考文献:

- [1]王金营,石贝贝,李竞博,张 辉.人口活跃因素对区域经济增长影响的研究[J].人口学刊,2013(3):25-36.
- [2]钱民辉.高房价社会与“佛系青年”都是伪命题[J].人民论坛,2018(32):102-103.
- [3]朱美燕.佛系青年心理透视及其引导策略[J].中国青年研究,2018(6):86-90.
- [4]卜建华,孟丽雯,张宗伟.“佛系青年”群像的社会心态诊断与支持[J].中国青年研究,2018(11):105-111+61.
- [5]舒圣祥.所谓“佛系青年”是个伪命题.中国青年网,2017-12-21,https://baijiahao.baidu.com/s?id=1587358314834384352&wfr=spider&for=pc.
- [6]Bandura, Albert. Social learning theory. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall, 1977: 194-195, 213.
- [7]周晓红.文化、价值观与社会心态[A].李培林,李 强,马 戎主编.社会学与中国社会[M].北京:社会科学文献出版社,2008.
- [8]Merton, Robert K. Social Theory and Social Structure[M]. New York: The Free Press, 1968.
- [9]陈赛金,陈超俊.当代青年“佛系”现象的成因与对策[J].思想理论教育,2018(7):106-111.
- [10]戴仁卿,杨殿闯.“90后佛系青年”文化现象的反思与解构[J].当代青年研究,2018(3):31-37.
- [11]金 理.“佛系青年”与“青年消失论”[J].探索与争鸣,2018(4):53-56.
- [12]大前研一.低欲望社会“丧失大志时代”的新·国富论.姜建强译.上海:上海人民出版社,2018.
- [13]林惠玲,吴旭阳.青年公平感与决策之实验研究[J].青年研究,2019(1):32-45.
- [14]Martin King Whyte and William L. Parish. Urban Life In Contemporary China[M]. University of Chicago Press, 1984.
- [15]Logan John R. and Bian Yanjie. Inequalities in Access to Community Resources in a Chinese City[J]. Social Forces, 1993, Vol. 72, No2, pp. 555-576.
- [16]李 强.转型时期城市“住房地位群体”[J].江苏社会科学,2009(4):42-53.
- [17]杜本峰,黄剑焜.城市青年住房分层形成机制研究——基于先赋因素和自致因素的分析[J].北京社会科学,2014(9):67-77.
- [18]吴开泽.生命历程视角的城市居民二套房获得[J].社会,2016(1):213-240.
- [19]孙力强,李国武.在京流动青年的住房获得:先赋因素和后致因素的影响[J].青年研究,2019(3):38-46+95.
- [20]张延吉,唐 杰,秦 波.“拼爹”还是“自立”——家庭代际支持对当代城市青年居住环境的影响[J].青年研究,2019(3):26-37+94-95.
- [21]程 猛,史 薇,沈子仪.文化穿梭与感情定向——对进入精英大学的农家子弟情感体验的研究[J].中国青年研究,2019(7):30-37.
- [22]吴 茜.“佛系青年”的身份实践——兼具“阶层”与“个体”的话语表达[J].中国青年研究,2020(7):76-80+86.
- [23]梁 颖.日本的少子化原因分析及其对策的衍变[J].人口学刊,2014(2):91-103.
- [24]程 猛,康永久.“物或损之而益”——关于底层文化资本的另一种言说[J].清华大学教育研究,2016(4):83-91.

(责任编辑:余小江)