

## 收入、社会资本对农民阶层自我定位的影响

蔡文聪, 杨海钰, 李星光, 霍学喜\*

(西北农林科技大学 a.经济管理学院; b.西部农村发展研究中心, 陕西 杨凌 712100)

**摘要:** 基于陕西、甘肃、山东、云南四省 826 户苹果户的调研数据, 利用无条件分位数回归和中介效应模型实证分析了收入、社会资本对农民阶层自我定位的影响。结果表明: 有 45.89% 的农民阶层自我定位为“上层”和“中上层”, 44.07% 的农民定位为“中层”, 10.05% 的农民定位为“中下层”和“下层”, 呈“上头大, 下头小”的保龄球状, 高位认同占主导特征; 收入对农民阶层自我定位有着显著的正向影响, 且收入对阶层自我定位的系数从 0.10 分位点上的 0.386 逐步减小至 0.75 分位点的 0.157, 边际作用逐渐下降, 存在“满足效应”; 社会资本及其三个维度均对阶层自我定位具有显著正向影响, 且收入在社会资本促进阶层自我定位中发挥中介作用, 其中收入在社会网络与阶层自我定位之间的中介效应最大, 为 15.47%。

**关键词:** 收入; 社会资本; 农民; 阶层自我定位; 社会参与; 社会网络; 社会信任

中图分类号: C912.82

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2020)02-0027-08

### Influence of income and social capital on the farmers' class identification

CAI Wencong, YANG Haiyu, LI Xingguang, HUO Xuexi\*

(a.College of Economics and Management;b.The Western Rural Development Research Center,  
Northwest A&F University, Shaanxi, Yangling 712100, China)

**Abstract:** Based on the survey data of 826 apple growers in four provinces of Shaanxi, Gansu, Shandong and Yunnan, the article analyzes the impact of social capital and income on the farmers' class identification by adopting the unconditional quantile regression and mediation effect model. The results show that 45.89% of the farmers identified themselves at the upper level and upper middle level, 44.07% "middle", and 10.05% lower middle and lower,, taking the bowling ball shape of "big at the top and small at the bottom" with the dominant feature of high identity. Income has a significant positive effect on the farmers' class identification, and the coefficient of income on their class identification gradually decreases from 0.386 at 0.10 to 0.157 at 0.75, with the gradual decline of marginal effect and the presence of "satiety effect". Social capital and its three dimensions all have a significant positive influence on the farmers' class identification, and income plays an intermediary role in the social capital's promotion of class identification, among which income exerts the greatest intermediary effect in the social network and the class identification, at 15.47%.

**Keywords:** income; social capital; farmers; class identification; social participation; social networks; social trust

### 一、问题的提出

改革开放以来,人民生活水平不断提升。但与此同时,人们的“获得感”并没有同步提升,而是出现了“钝化式增长”<sup>[1]</sup>。在以增进人民福祉为出发

点和落脚点的全面深化改革阶段,习近平总书记先后强调改革要让人民群众有更多获得感。作为“获得感”的重要组成部分,阶层自我定位是衡量社会结构现代化的重要维度<sup>[2]</sup>。阶层自我定位作为客观阶层的主观反映,是人们对于社会结构的感知、想象和解释<sup>[3]</sup>,它与实际存在的“社会事实”和结构类型密切相关,且决定他们自身的行动。阶层自我定位易于测度,便于进行实证研究,能够避免对客观阶层划分标准无休止的争论。因此,对阶层自我定位进行研究具有现实意义和学术价值。

收稿日期: 2020 - 03 - 10

基金项目: 现代农业产业技术体系建设专项资助(CARS-28); 国家自然科学基金项目(71603207); 教育部人文社会科学青年项目(16YJC790085)

作者简介: 蔡文聪(1996—), 女, 广东陆丰人, 博士研究生, 主要研究方向为农业经济理论与政策。\*为通信作者。

学界对阶层自我定位理论及其应用进行了一些研究。阶层自我定位理论是由 TAJFEL 等提出的,是个体根据某项标准对自己的客观阶层归属做出主观认定<sup>[4]</sup>。该理论对社会心理学具有重要的贡献<sup>[5]</sup>。一般而言,大多数人能够感知阶层的存在,也总能将自身定位在一定的社会阶层之中<sup>[6-8]</sup>。随着中国社会分层结构的变化,“身份制”“单位制”和“行政制”被打破<sup>[9]</sup>,阶层自我定位也逐渐成为中国学者关注的热点<sup>[10-14]</sup>。阶层自我定位的影响因素主要集中在收入、教育和社会资本等方面。刘欣通过对武汉居民的研究,发现收入、教育与权力均能显著促进阶层自我定位<sup>[15]</sup>。EVANS 等通过比较 21 个国家发现收入能显著促进阶层自我定位<sup>[16]</sup>。但边燕杰和卢汉龙基于上海、广州的调查数据研究发现,收入对阶层自我定位解释力不高<sup>[17]</sup>。另外,边燕杰还首次提出社会资本也是影响阶层自我定位的因素,发现社会资本的优势者阶层自我定位更高<sup>[18]</sup>。张顺等基于 2009 年针对城市居民进行的“社会网络与职业经历”大型社会数据,用拜年所接触到的职业类型数定义社会资本,得出城市居民拥有的社会资本越多,对自己的阶层自我定位评价越高的结论<sup>[19]</sup>。之后张顺等进一步使用 2014 年“社会网络与职业经历(JSNET)”八大城市的调查数据,通过实证分析发现阶层自我定位随着网络精英关联度的增加而明显提升<sup>[20]</sup>。

文献梳理表明,已有研究对阶层自我定位及其影响因素的研究仍存在以下不足:一是研究对象大多选取城市居民,鲜有研究农民阶层自我定位;二是忽视阶层自我定位呈右偏分布状态,即阶层自我定位高的人群占比高于阶层自我定位低的人群,这会导致使用线性回归技术得出的估计结果出现偏差。鉴于此,笔者拟基于苹果主产省的 826 户苹果户调研数据,采用分位数回归方法分析收入、社会资本对农民阶层自我定位的影响及其内在机理,以期弥补现有研究的不足。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 收入与阶层自我定位

主观阶层是个体基于客观阶层的主观判断<sup>[4]</sup>。收入作为客观阶层的重要组成部分<sup>[19]</sup>,其与阶层自我定位呈正相关关系已经成为共识。进一步的问题是收入对阶层自我定位的影响是否同质。杨伟荣、

辛秀芹等研究认为,克服获得感“钝化式增长”应该考虑马斯洛多层次需求的分析视角<sup>[21,22]</sup>。在收入普遍较低,人们以解决衣食果腹等基本生存需要为首要目标的情况下,收入提高很容易使人们阶层自我定位得到提升。随着经济发展,人们的需求不仅仅停留在原有的层次上,而是逐渐扩展到社交需求、尊重需求等层面,此时实际获得结构与马斯洛需求结构之间匹配失衡,原有的收入获得所产生的边际效用很可能递减,即阶层自我定位高的农民更不容易从收入的增加中获得阶层自我定位的提升。

另外,作为实际获得的综合结果,人们所处阶层自我定位对其得失感知的影响明显<sup>[23]</sup>,阶层自我定位处于底层的群体得失感更强烈,具体表现在收入增长可以为阶层自我定位较低的群体带来更高的关于消费和社会流动性的期望<sup>[24,25]</sup>。因此,收入对不同群体的阶层自我定位提升效果不同,对阶层自我定位较低的群体提升效果比阶层自我定位较高的群体更大。基于此,提出以下假设:

H<sub>1</sub>: 收入促进自我定位的提升,但收入的这种促进作用不是同质的。

### 2. 社会资本与阶层自我定位

社会资本是指个人通过他们的成员身份在网络或者在更宽泛的社会结构中获取短缺资源的能力<sup>[26]</sup>,主要由社会参与、社会信任和社会网络三个维度构成。其中,社会参与是获取社会资本的前提,社会网络是社会参与的结果<sup>[27]</sup>,以对关系网中资源的占有和利用为基本表现形式,是社会资本的重点<sup>[28]</sup>。而社会信任是社会资本的关键要素,是主观层面上资本容量程度的体现<sup>[29]</sup>。基于此,本研究从以上三个维度构建社会资本,以期更能诠释社会资本的整体性特征。

社会资本可以直接或间接影响阶层自我定位。直接影响主要体现在:首先,在一个“伦理本位”和“差序格局”的社会,尤其是在农村社会情境下,社会资本是一种根本的社会资源,个人在社会网络中的地位体现了自身的社会经济地位,因此社会资本是阶层自我定位评估的要素<sup>[18]</sup>。其次,当人们实现了马斯洛需要的最低层次,会产生社交需要与尊重需要。社会资本作为社交需要和尊重需要的结果,其增加可以促进阶层自我定位的提升。

社会资本也可通过提高个人收入间接影响阶层自我定位。GRANOVETTER“弱关系理论”开创性地从社会网络的视角探讨了社会资本促进人们的收入与职业获得<sup>[30]</sup>。LIN NAN 认为人们的经济社会活动总是嵌于关系网络之中,社会网络能够提

供信息、人情、信任等社会资源，从而帮助人们获得职业和较高的收入<sup>[31]</sup>。边燕杰通过中国五城市的调查数据，从春节拜年交往的角度测量社会资本，实证分析得出社会资本通过影响收入进而影响阶层自我定位<sup>[18]</sup>。基于此，提出以下假设：

H<sub>2</sub>：社会资本促进自我定位的提升，且收入在社会资本促进阶层自我定位中发挥部分中介作用。

为此，本研究建立了图 1 所示的收入、社会资本与农民阶层自我定位的理论分析模型。

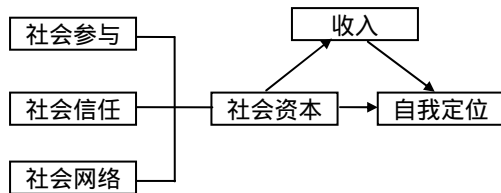


图 1 收入、社会资本与农民阶层自我定位的理论分析模型

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源

本研究数据来自国家现代农业产业体系苹果产业经济研究室于 2018 年 6~8 月针对陕西、甘肃、山东、云南 4 个苹果主产省的农户调研，其中山东省属于环渤海主产区，陕西和甘肃属于黄土高原主产区，而云南省属于西南冷凉高地产区，样本涵盖中国各大地区。为保证样本的代表性，采用典型抽样与分层抽样相结合的方式。样本省通过分层抽样获得，样本县基于信息集中度与苹果产业发展集中度，采用典型抽样方法确定。农户的抽样方法为，先在样本县的苹果栽培区域分别抽取 4~6 个样本村，然后在每个村随机选取 20~25 户农户作为调查对象。通过对户主面对面的问卷调查，共获得农户样本 860 个，剔除存在缺失值、异常值以及前后矛盾的样本后，共得到有效问卷 826 份，有效率

为 96.74%。

#### 2. 变量选取

(1) 被解释变量。基于已有文献，采用 10 级阶梯式量表测量阶层自我定位<sup>[32-34]</sup>，问项参考 CGSS 问卷，设计为“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。这张卡片（图 2）的梯子从上往下看，最高 10 分代表最顶层，最低 1 分代表最底层”。然后让农户指出自己处于哪一层梯子，调查员在旁边做上记号。这种测量方法看似简便，实则具备了心理测量学的充分性，且效度和信度较高。

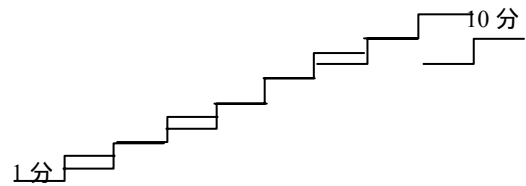


图 2 阶层自我定位的问项卡片设计

(2) 核心解释变量。采用 2017 年农户家庭总收入度量收入，并对收入做了对数处理，能在一定程度上消除量纲影响及减少异方差。

在社会资本度量方面，借鉴刘彬彬等<sup>[35]</sup>的研究，选取社会参与、社会信任和社会网络三个维度。社会参与反映个体对集体活动的参与程度，选用参与主动性、参与频率、关注国家时事来衡量；社会信任选用一般信任和制度信任来衡量；社会网络选用网络规模和互动程度两方面进行衡量。需要注意的是，本研究选取指标不仅仅局限于农户在农村积累的社会资本，还涵盖了居住在城市的亲戚、朋友等，是个体所拥有的全部社会资本的集合。接着采用因子分析法测算个体社会资本指数，详细指标体系设计及赋值见表 1。首先将各指标数值标准化以

表 1 社会资本各维度及指标体系

社会资本	问题	赋值说明	均值	标准差
维度一：社会参与(SN)				
参与主动性 (X <sub>1</sub> )	经常向他人询问信息	基本不=1；偶尔=2；比较经常=3；非常经常=4	2.66	1.160
参与频率 (X <sub>2</sub> )	经常和别人讨论事情	基本不=1；偶尔=2；比较经常=3；非常经常=4	2.82	1.164
关注国家时事 (X <sub>3</sub> )	熟悉中央发布的优惠政策	完全不熟悉=1；不太熟悉=2；比较熟悉=3；非常熟悉=4	2.47	1.135
维度二：社会信任(ST)				
一般信任 (X <sub>4</sub> )	对一般人的信任程度	1~10 分	8.08	1.945
制度信任 (X <sub>5</sub> )	对村干部的信任程度	1~10 分	7.22	2.621
维度三：社会网络(SP)				
网络规模 (X <sub>6</sub> )	春节期间走访朋友几人	根据调研实际数据	10.83	12.617
互动程度 (X <sub>7</sub> )	礼品和礼金支出	根据调研实际数据取对数	7.73	1.797

消除量纲影响,接着对标准化后的数据进行 Bartlett 球形检验,可得近似卡方值和  $p$  值分别为 624.993 和 0.000;KMO 统计值为 0.656,说明构建的指标适合进行因子分析。

为进一步解释所提取的公因子内涵,采用最大方差法进行因子载荷系数旋转,提取的 3 个公因子累计方差贡献率为 62.38%,在可接受范围内。公因子 1 在参与主动性( $X_1$ )、社会互动频率( $X_2$ )、关注国家时事( $X_3$ )的载荷值较大,方差贡献率为 25.37%;公因子 2 在一般信任( $X_4$ )和制度信任( $X_5$ )的载荷值较大,方差贡献率为 20.75%;公因子 3 在网络规模( $X_6$ )、互动程度( $X_7$ )的载荷值较大,方差贡献率为 16.25%;最后,以方差贡献率为权重对各因子得分进行加权求和,即可得每个农户的社会资本指数:  $SC=(25.37 \times SN + 20.75 \times ST + 16.25 \times SP) / 62.38$ 。

由于社会资本和收入可能存在内生性问题,通常采用工具变量检验和消除其内生性。但本研究采用的是社会资本综合指数,在一定程度上能减轻内生性的影响<sup>[36]</sup>。因此,模型的估计结果是可接受的。

(3) 控制变量。选取性别、年龄反映苹果户户主特征。不同性别、年龄的户主因存在心理、社会阅历等方面的差异,形成对阶层自我定位不同的判断。有研究指出人力资本在一定程度上会影响阶层自我定位<sup>[37]</sup>,因此选取受教育水平和健康状况反映户主人力资本。

选取家庭常住人口数、拥有汽车数量、2017 年是否借贷和挂果园面积反映农户家庭特征。常住人口数越多,家庭负担越重,更倾向于低估自己的地位;汽车数量、是否借贷、挂果园面积反映家庭经济资源的多寡,经济资源越多,阶层自我定位越高。

考虑到有研究发现居住区域会影响阶层自我定位,具体为居住较发达区域的农民认同的阶层地位比居住在不发达区域的农民高<sup>[38]</sup>,因此选取住所距农资购买点最近距离反映户主住所是否位于较为发达的地段,且纳入区域虚拟变量控制外界环境差异。

各变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	赋值说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	自我定位	1~10 分	6.236	1.732	1	10
解释变量	收入	2017 年家庭总收入对数值	10.949	0.794	8.180	13.84
	社会资本	因子分析法测算	0.000	0.586	-2.113	2.113
	性别	户主性别,男=1,女=0	0.893	0.309	0	1
控制变量	年龄	家庭决策者年龄/岁	51.133	9.307	21	76
	健康状况	家庭决策者健康状况,非常好=4,比较好=3,比较差=2,非常差=1	3.281	0.702	1	4
	受教育水平	家庭决策者教育年限/年	8.070	3.130	0	16
	政治身份	是否党员或村干部	0.143	0.350	0	1
	家庭规模	家庭人口数量/人	3.146	1.399	1	8
	轿车数量	拥有轿车数量/辆	0.270	0.452	0	2
	是否借贷	2017 年是否借款,是=1,否=0	0.128	0.335	0	1
区域虚拟变量	土地面积	家庭苹果挂果园面积/亩	7.218	4.713	1	60
	住所距离	家庭住所距最近农资购买点/里	5.221	8.097	0.01	100
	陕西省	是否位于陕西省,是=1,否=0	0.460	0.499	0	1
	山东省	是否位于山东省,是=1,否=0	0.271	0.445	0	1
	甘肃省	是否位于甘肃省,是=1,否=0	0.142	0.349	0	1

其中,本研究将阶层自我定位十级量表转化为五级量表,分别对应“下层”“中下”“中层”“中上”以及“上层”进行描述。样本中,有 8.84%的农民表示处于社会“上层”,37.05%定位“中上层”,44.07%定位“中层”,7.14%定位“中下层”,2.91%定位“下层”。考虑到可能存在的地区差异,本研究单独检验了不同省份样本,发现阶层自我定位的

总体结构在省份间并无明显区别。可以看出,农民阶层自我定位的分布呈“上头大、下头小”的保龄球状,“高位认同”占主导的特征,与陈云松、范晓光的研究<sup>[2]</sup>显示中国居民主观分层结构呈“上头小、下头大”保龄球状有所区别,可能原因是相对于陈云松、范晓光选取的对象为城乡居民,本研究所选农户范围较小,且苹果户比粮食户异质性还

低。通过计算,样本户的苹果收入大约占总收入的 80%,他们的生计来源几乎都为苹果种植。

### 3. 模型设定

阶层自我定位为有序多分类变量。若从基数效用论的角度分析,可视为连续变量。但在阶层自我定位分类较多的情形下,无论是使用有序离散模型还是 OLS 模型,研究结论均不存在显著差异<sup>[39]</sup>,且 OLS 回归的结果更为直观。因此,本研究的部分结果是采用 OLS 回归获得的。具体模型设定如下:

$$CI=f(S, I, C) \quad (1)$$

其中  $CI$ 、 $S$ 、 $I$  和  $C$  分别为阶层自我定位、社会资本、收入和控制变量。

与 OLS 方法估计的是  $X$  对  $Y$  的均值影响不同,条件分位数回归 (CQR) 是反映自变量  $X$  发生微小改变时,  $Y$  分布的  $\tau$  条件分位数的变化量,该理论最早由 KOENKER 等<sup>[40]</sup> 提出,其模型为:

$$Q_{\tau}(Y_i|X_i)=\alpha_{\tau}+\varphi_{\tau}X_i+\varepsilon_{\tau} \quad (2)$$

其结果显示在相同的特征条件下  $X$  对  $Y$  的异质性影响。由于 CQR 无法计算无条件分位数的偏效应 (UQPE),为此, FIRPO 等<sup>[41]</sup> 构建再中心化影响函数 (Recentered Influence Function, RIF) 计算 UQPE,依据统计学中的稳健估计原理可得:

$$Q_{\tau}(Y)=\int RIF(Q_{\tau,y},F_y)dF_y(y) \quad (3)$$

式中  $RIF(Q_{\tau,y},F_y)$  为阶层自我定位分布  $F_y$  在  $\tau$  分位数上对应的 RIF 方程,表达式为:

$$RIF(Q_{\tau,y},F_y)=Q_{\tau}+\frac{\tau-I(Y_i \leq Q_{\tau}^i)}{\int Y_i Q_{\tau}^i} \quad (4)$$

式中  $Y$  为  $Y$  的边际密度函数,  $I$  为示性函数。

利用条件期望迭代法可以将式 (3) 转化为:

$$Q_{\tau}(Y)=\int E(RIF(Q_{\tau,y},F_y)|X=x)dF_x(x) \quad (5)$$

进一步对  $X$  的每一个分量进行虚拟无穷小平移变换,可得:

$$Q_{\tau}(Y)'=\int E(RIF(Q_{\tau,y},F_y)|X=x)dF_x(x-x) \quad (6)$$

式 (6) 与式 (5) 相减并除以  $x$ ,接着对  $x$  取极限,可得  $X$  对  $Y$  无条件分布在  $\tau$  分位数位置上的边际效应,即 UQPE,如式 (7) 所示:

$$UQPW(\tau)=\int (\partial E(RIF(Q_{\tau,y},F_y)|X)/\partial X)dF_x \quad (7)$$

综上,无条件分位数回归分为两步,第一步估计 RIF;第二步是当  $RIF(Q_{\tau,y},F_y)$  可以表示为自变量的线性函数时,即假定某个农民阶层自我定位的值高于阶层自我定位分布特定分位数上阶层自我定位值的概率是可观测变量的线性函数时,将得到的 RIF

变量对解释变量  $X$  进行 OLS 回归。该方法假设  $X$  的边际变化对  $X$  和  $Y$  的联合分布没有影响,意味着解释变量的微小变化不会引起回归系数的变化,即  $Y$  中的异常值对回归系数估计值的影响很小。

## 四、计量结果分析

### 1. 回归结果分析

本研究采用条件分位数回归模型分析收入、社会资本对农户阶层自我定位分布在 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 分位点上的影响,估计结果如表 3 所示。为了确定自变量间是否存在多重共线性问题,采用方差膨胀因子 (VIF) 对所有模型进行了检验。结果显示,OLS 回归模型的 VIF 最大值为 3.34,小于经验值 10,表明自变量间的共线性程度处于可接受范围内。

OLS 回归结果显示,收入对农民阶层自我定位的影响系数在 1% 的水平上显著为正,即收入越高,阶层自我定位就越高,说明农民的需求普遍处在马斯洛需求层次论中的低层次<sup>[42]</sup>,因而收入增加对农民的基本生存需求仍具有重要意义,对提升农民的阶层自我定位具有显著的促进作用。

从农民阶层自我定位 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 分位点的回归结果来看,收入对阶层自我定位的影响系数在阶层自我定位的 0.10、0.25、0.50 分位点上均显著为正,在 0.75 分位点上系数为正但不显著,总体上影响系数随着阶层自我定位分位点的上升而下降,从 0.1 分位点的系数 0.532 下降至 0.75 分位点的 0.103,表明与阶层自我定位较高的农民相比,处于较低位置的农民收入对其阶层自我定位的促进作用更大,即存在“蹿足效应”,验证了  $H_1$ 。

社会资本的系数在 1% 的水平上显著为正,即社会资本对农民阶层自我定位具有正向影响。从阶层自我定位 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 分位点的回归结果来看,社会资本对阶层自我定位的影响系数在各个分位点上均显著为正,呈“U”型,拐点在 0.10 和 0.50 之间。从心理学的角度来看,构建健康的人际关系对提高阶层自我定位有着重要意义。另外,拥有丰富社会资本的群体可能预期在将来能够获取更多资源,因此会对目前的阶层自我定位持乐观评价。这部分验证了  $H_2$ 。

表 3 收入、社会资本对农户阶层自我定位影响的估计结果

变量	OLS	无条件分位数回归				
		0.10 分位点	0.25 分位点	0.50 分位点	0.75 分位点	0.90 分位点
收入	0.221*** (0.083)	0.532*** (0.139)	0.272** (0.119)	0.179*** (0.062)	0.103 (0.078)	-0.085 (0.131)
社会资本	1.127*** (0.100)	1.101*** (0.143)	0.871*** (0.128)	1.154*** (0.090)	1.128*** (0.167)	1.085*** (0.196)
性别	-0.243(0.174)	0.039 (0.457)	0.010 (0.250)	-0.250 (0.268)	-0.359 (0.232)	-0.740** (0.369)
年龄	0.002 (0.007)	0.006 (0.010)	-0.009 (0.010)	-0.008 (0.006)	0.001 (0.007)	0.005 (0.008)
健康状况	0.133 (0.081)	0.2706(0.2396)	0.014 (0.088)	0.108 (0.094)	0.078 (0.111)	0.176 (0.115)
受教育水平	0.032* (0.019)	0.034 (0.048)	0.043*(0.025)	0.056** (0.022)	0.028 (0.030)	-0.006 (0.029)
政治身份	0.066(0.160)	-0.378(0.445)	0.224 (0.293)	0.346** (0.157)	0.118 (0.126)	0.079 (0.175)
家庭规模	-0.021(0.043)	-0.144 (0.106)	-0.026 (0.070)	0.004 (0.042)	0.069 (0.054)	0.012 (0.055)
轿车数量	0.339*** (0.132)	0.336 (0.212)	0.272 (0.169)	0.498*** (0.170)	0.234* (0.128)	0.263 (0.187)
是否借贷	0.173(0.169)	0.193 (0.526)	0.208 (0.241)	0.155 (0.250)	0.345 (0.333)	0.491 (0.303)
挂果园面积	0.014(0.014)	0.002 (0.024)	0.006 (0.017)	0.012 (0.013)	0.015 (0.015)	0.016 (0.026)
住所距离	-0.011*(0.007)	-0.016 (0.014)	-0.012 (0.011)	-0.017** (0.008)	-0.013 (0.014)	0.013 (0.017)
陕西省	-0.038 (0.187)	0.328 (0.490)	-0.199 (0.267)	-0.224 (0.219)	-0.147 (0.335)	0.003 (0.331)
山东省	0.143 (0.211)	0.420 (0.609)	0.054 (0.278)	-0.128 (0.204)	0.250 (0.346)	0.146 (0.397)
甘肃省	0.111 (0.216)	0.688 (0.639)	0.278 (0.289)	-0.152 (0.269)	-0.105 (0.336)	0.073 (0.443)
常数项	3.099*** (0.985)	-2.955* (1.745)	2.466* (1.447)	4.021*** (0.810)	5.551*** (1.242)	8.527*** (1.888)
样本量	826	826	826	826	826	826
调整的 R <sup>2</sup>	0.242	0.189	0.113	0.156	0.152	0.117

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平（双尾），括号中的数值为稳健标准误（下同）

个人特征中性别系数为负，在 0.90 分位点上显著，说明男性相对于女性来说更容易低估自己的阶层位置，这可能是由于男性抱负更大、压力更大造成的。年龄、健康状况和政治身份对农民阶层自我定位具有正向影响，但不显著，且随着阶层自我定位分位点的上升而波动。受教育水平在分位点较低时系数较大，而对于阶层自我定位分位点较高的农民作用不再显著，这可能是由于受教育水平高的农民增加教育年限带来的阶层自我定位提升边际效用递减。家庭特征中家庭规模、是否借贷和挂果园面积均不显著。轿车数量显著为正，说明轿车在农村依然是象征地位的稀缺物品。外部环境中距离农资店越近，阶层自我定位越高，这与李向健<sup>[38]</sup>的研究结论一致。

进一步将收入、社会资本各维度对阶层自我定位分布在 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 分位点上进行回归，估计结果如表 4 所示。

分位数回归显示，收入对阶层自我定位的影响系数在阶层自我定位的 0.10、0.25、0.50 分位点上均显著为正，在 0.75 分位点上系数为正但不显著，总体上影响系数随着阶层自我定位分位点的上升而减小，从 0.10 分位点的系数 0.386 减小至 0.75 分位点的 0.157，与表 3 回归结果基本一致，说明研究结论是稳健的。

从社会资本各维度来看，社会参与、社会信任与社会网络均对阶层自我定位在 1%的置信水平上显著为正。其中，社会参与总体上影响系数随着阶层自我定位分位点的上升而增大，从 0.10 分位点的系数 0.354 增大至 0.75 分位点的 0.523，存在“马太效应”；社会信任和社会网络对阶层自我定位各分位点的影响类似于社会资本对阶层自我定位各分位点的影响，呈“U”型分布。所不同的是，社会信任的拐点在 0.10 和 0.50 之间，社会网络的拐点在 0.25 和 0.75 之间，且在 0.50 和 0.75 分位点上

不显著，可能由于阶层自我定位高的群体和阶层自我定位低的群体都倾向于利用社会关系来获得阶层自我定位的提升。在阶层自我定位低的时候，由于本身人力资本的匮乏，很难通过正式渠道获得阶层自我定位提升，社会网络成为最重要甚至唯一的

渠道，例如寻找低收入职位，像进厂务工、做建筑小工等。之后，社会网络可能就转化成了压力，需要消耗资源去维持，因此这个阶段的社会网络扩张对提升农民阶层自我定位的作用不显著，且系数有所下降。

表 4 收入、社会资本各维度对农民阶层自我定位影响的估计结果

变量	OLS	无条件分位数回归				
		0.10 分位点	0.25 分位点	0.50 分位点	0.75 分位点	0.90 分位点
收入	0.243*** (0.083)	0.386** (0.163)	0.284** (0.112)	0.197** (0.093)	0.157 (0.110)	-0.052 (0.174)
社会参与	0.452*** (0.057)	0.354*** (0.106)	0.401*** (0.060)	0.521*** (0.076)	0.524*** (0.099)	0.470*** (0.122)
社会信任	0.471*** (0.056)	0.550*** (0.139)	0.324*** (0.087)	0.451*** (0.088)	0.472*** (0.115)	0.470*** (0.104)
社会网络	0.172*** (0.057)	0.291** (0.122)	0.165 (0.104)	0.107 (0.083)	0.134** (0.058)	0.146* (0.085)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	2.997*** (0.985)	-1.083 (2.121)	2.245** (1.001)	3.822*** (1.164)	4.860*** (0.952)	8.260*** (1.875)
样本量	826	826	826	826	826	826
调整的 R <sup>2</sup>	0.247	0.196	0.116	0.161	0.160	0.120

2. 中介效应检验

本研究采用温忠麟、叶宝娟<sup>[43]</sup>提出的 Bootstrap 法，分别建立自变量对因变量、自变量对中介变量、自变量和中介变量对因变量的回归模型，如下所示：

$$Y=cX+e_1 \quad (8)$$

$$M=aX+e_2 \quad (9)$$

$$Y=c'X+bM+e_3 \quad (10)$$

上述式子中，X 为社会资本，M 代表收入，Y 代表阶层自我定位。变量 X、M、Y 均为连续型变量。回归结果见表 5。结果显示，在 1%水平上收入通过了中介检验，即收入在社会资本促进阶层自我定位中发挥中介作用，H<sub>2</sub> 得到验证。进一步检验收入在社会资本各维度与农户阶层自我定位中是否发挥中介作用，得到收入在社会信任促进阶层自我定位中没有发挥中介作用，而社会参与和社会网络可部分通过收入影响阶层自我定位。

表 5 收入、社会资本与阶层自我定位的中介检验

解释变量	阶层自我定位	收入	阶层自我定位
收入	-	-	0.221*** (0.083)
社会资本	1.160*** (0.100)	0.150*** (0.042)	1.127*** (0.100)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	5.265*** (0.558)	9.786*** (0.235)	3.098*** (0.985)
调整的 R <sup>2</sup>	0.236	0.357	0.242

进一步计算收入在不同解释变量方程中的中介效应大小，结果见表 6。可得收入在社会网络与阶

层自我定位的中介效应最大，占 15.47%，反映了在社会资本中，关系资源的占有和利用是获得收入的主要来源，是社会资本的重点<sup>[28]</sup>。

表 6 收入的中介效应及其占总效应的比重

被解释变量	阶层自我定位		
	总效应	中介效应	中介效应/总效应(%)
社会资本	1.160	0.033	2.86
社会参与	0.439	0.016	3.67
社会网络	0.176	0.027	15.47

五、结论及其启示

通过分析收入、社会资本对农民阶层自我定位的影响，可以得到以下结论：第一，收入对阶层自我定位具有显著正向影响，且存在“履足效应”；第二，社会资本对阶层自我定位具有显著正向影响，其中，社会参与对阶层自我定位存在“马太效应”，社会信任和社会网络对阶层自我定位的作用呈“U”型；第三，收入在社会资本促进阶层自我定位中发挥部分中介作用，其中收入在社会网络与阶层自我定位的中介效应最大。

基于上述结论，面对经济水平上升时人民群众获得感没有同步上升的困境，政府在为阶层自我定位较低的群体制定增收目标的同时，有必要培育其社会资本，尤其是要累积各种社会关系。对于阶层自我定位较高的群体，主要通过引导其关注社会、参与社会来化解。同时，应当重视农村教育投资，

防止阶层固化,使农民可以通过教育实现向上流动。

本研究只是利用苹果主产区四个省份的农户样本进行研究,而中国地域辽阔、文化多元、区域经济发展不平衡,这对农民阶层自我定位具有很大影响。因此,扩大样本或改变选取的调研地区后得出的结论是否与本研究一致,仍有待进一步探索;其次,社会资本若按其他标准划分,例如按农民在乡村和城市所拥有的社会资本划分,则不同类型的社会资本对阶层自我定位的影响可能会有新的发现;最后,本研究只是初步构建收入、社会资本与阶层自我定位三者的关系,具体的互动机制仍有待进一步研究。

#### 参考文献:

- [1] 黄艳敏,张文娟,赵娟霞.实际获得、公平认知与居民获得感[J].现代经济探讨,2017(11):1-10.
- [2] 陈云松,范晓光.阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003—2013)[J].中国社会科学,2016(12):109-126.
- [3] STANISLAW Ossowski. Class structure in the social consciousness[M]. London: Routledge and Kegan Paul, 1963.
- [4] 李强. 社会分层十讲[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2011.
- [5] 张莹瑞,佐斌. 社会认同理论及其发展[J]. 心理科学进展, 2006, 14(3): 475-480.
- [6] ARGYLE M. The psychology of social class[M]. Boston: Routledge, 1994.
- [7] GILBERT D. The American class structure: In an age of growing inequality[M]. California: Thompson Whadsworth, 2003.
- [8] ROBERT Andersen, JOSH Curtis. The polarizing effect of economic inequality on class identification: Evidence from 44 countries[J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2012(30): 129-141.
- [9] 肖照青. 近年来关于中国社会阶层问题研究的综述[J]. 学术探索, 2003(8): 30-34.
- [10] 赵延东. “中间阶层地位认同”缺乏的成因及后果[J]. 浙江社会科学, 2005(2): 86-92.
- [11] 刘欣. 中国城市的阶层结构与中产阶层的定位[J]. 社会学研究, 2007(6): 1-14.
- [12] 李培林,张翼. 中国中产阶级的规模、认同与社会态度[J]. 社会, 2008(2): 1-19.
- [13] 高勇. 地位层级认同为何下移: 兼论地位层级认同基础的转变[J]. 社会, 2013(4): 83-102.
- [14] 范晓光,陈云松. 中国城乡居民的阶层地位认同偏差[J]. 社会学研究, 2015(4): 143-168.
- [15] 刘欣. 转型期中国大陆城市居民的阶层意识[J]. 社会学研究, 2001(3): 8-17.
- [16] EVANS M D R, KELLEY J. Subjective social location: Data from 21 nations[J]. International Journal of Public Opinion Research, 2004(16): 3-38.
- [17] 边燕杰,卢汉龙. 改革与社会经济不平等: 上海市民地位观[C]//边燕杰. 市场转型与社会分层: 美国社会学者分析中国[M]. 北京: 三联书店, 2002.
- [18] 边燕杰. 城市居民社会资本的来源及作用: 网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, 2004(3): 136-146.
- [19] 张顺,陈芳. 社会资本与城市居民社会经济地位认同[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2012(5): 95-100.
- [20] 张顺,梁芳. 城市居民网络精英关联度与主观阶层地位认同——基于 JSNET 2014 八城市数据的实证分析[J]. 吉林大学社会科学学报, 2017(5): 45-53.
- [21] 杨伟荣,张方玉. “获得感”的价值彰显[J]. 重庆社会科学, 2016(11): 69-74.
- [22] 辛秀芹. 民众获得感“钝化”的成因分析——以马斯洛需求层次理论为视角[J]. 中共青岛市委党校·青岛行政学院学报, 2016(4): 56-59.
- [23] 李颖晖. 教育程度与分配公平感: 结构地位与相对剥夺视角下的双重考察[J]. 社会, 2015(1): 143-152.
- [24] OLSON Mancur. Rapid growth as a destabilizing force[J]. Journal of Economic History, 1963(23): 529-552.
- [25] LOGAN J R. Affluence, class structure, and working-class consciousness in modern Spain[J]. The American Journal of Sociology, 1977(83): 386-402.
- [26] 刘少宁. 社会资本对农户收入的影响研究[D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2019.
- [27] 科尔曼. 社会理论的基础[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 1990.
- [28] 陆迁,王昕. 社会资本综述及分析框架[J]. 商业研究, 2012(2): 141-145.
- [29] 赵广燕. 社会资本、收入与幸福感——基于 SEM 潜变量交互效应的分析[D]. 武汉: 华中科技大学, 2016.
- [30] GRANOVETTER Mark. The strength of weak ties[J]. American Journal of Sociology, 1973(78): 1360-1380.
- [31] LIN Nan. Social networks and status attainment[J]. Annual Review of Sociology, 1999, 25(25): 467-487.
- [32] ADLER N E, EPEL E S, CASTELLAZZO G. Relationship of subjective and objective social status with psychological and physiological functioning: preliminary data in healthy white women[J]. Health Psychology, 2000, 19(6): 586-92.
- [33] OPERARIO D, ADLER N E, WILLIAMS D R. Subjective social status: reliability and predictive utility for global health[J]. Psychology and Health, 2004, 19(2): 237-46.

(下转第48页)