# 自我雇佣对农民社会流动预期的影响

谢秋山

(湘潭大学 公共管理学院,湖南 湘潭 411105)

**摘 要:** 基于CGSS2015相关数据和有序Logit模型,检验自我雇佣对农民社会流动预期的影响。实证研究结果发现,父辈学历、政治身份、机会公平感知等农民难以感知、难以触及因素对农民社会流动预期没有显著影响;自我雇佣、住房产权、原生家庭所属社会阶层等农民易感知、可触及因素则对农民社会流动预期有显著性影响。具体来看:相较于非自我雇佣者,自我雇佣者更可能向下流动;相较于非夫妻住房产权者,夫妻住房产权者更可能向上流动或平行流动;原生家庭所属社会阶层地位越高,农民更可能向上流动或平行流动。公共政策应立足于提高农民从事自我雇佣过程中的抵御市场风险能力,并致力于增加农民收入、改善农民生活条件。

**关键词:** 自我雇佣; 社会流动; 住房产权; 机会公平感知; 市场机会

**中图分类号:** F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2019)03-0092-15

## 一、问题的提出

社会流动预期是人们对自己未来社会阶层流动方向和流动幅度所做出的主观事前估计,它体现了人们在现有环境下实现"个人梦想"的信念与信心,进而事关积极社会心态的形成。改革开放以来,尤其是上个世纪80年代末以来,随着农村社会日益从封闭走向开放,农民①社会流动变得更加频繁。与此同时,随着"中国梦"和"乡村振兴战略"的提出,农民对自身的社会流动也有了更高的期许,他们期望自己未来能够"大阔步"地向上流动。而现实图景却是,伴随着经济社会结构的变化,不可避免会有人止步不前、平行流动,乃至还会有人向下流动;与现实图景相对应,农民个体基于对现有环境约束下自身发展前景的主观感知也会做出或乐观、或悲观的未来预测,如此,就形成了多样化的社会流动预期。那么,影响人们形成多样化社会流动预期的主要因素有哪些呢?

"现有文献对于社会流动预期影响因素的相关研究较为匮乏"[1],但关于人们社会流动影响因素的研究文献却有很多。国内外学术界关于社会流动影响因素的研究中逐渐形成了相对立的两派观点:一个是强调精英地位难以垄断和精英不断循环流动的精英循环理论;另一个是强调"父贵子荣"精英再生产理论[2]。而随着Nee抛出市场转型论[3],转型体制下市场转型对原有再生产模式产生的影响就迅速成为了学界关注的焦点,达成的基本共识是:原有的再生产模式并未因为由再分配经济向市场经济的转型而发生根本性变化,或者说,市场机制在促进开放式社会流动方面的作用是有局限的,过去占优势的群体利用其占有的资源和资本,转换身份保持和延续了其在社会分层体系中的优势地位[4-8]。但上述研究也存在严重的问题,即"无一例外的注意了人口中的

**收稿日期:** 2019-02-26 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2019.03.009

**基金项目:** 教育部人文社会科学青年基金项目(19YJCZH196)

**作者简介:** 谢秋山(1981—),内蒙古赤峰人,湘潭大学公共管理学院讲师,主要研究方向为农村发展政策、土地经济与政策、地方治理、公共服务创新。E-mail:feather3891@whu.edu.cn

① 本文的农民指调查中应答是"农业户口"和"居民户口(以前是农业户口)"的群体。

少数(城市精英),而人口中的大多数成了分析中的'参照群体'而在统计模型中被忽略了"[9]。仅有以吴晓刚为代表的个别研究者对包括农民在内的各阶层社会流动影响因素进行了较为全面的分析,并强调以自我雇佣就业为代表的市场机会对于促进人们社会流动的积极作用。但可能由于改革开放初期农民内部阶层分化程度较低的原因,绝大多数研究文献的研究对象都仅限于城市居民,鲜有研究文献专门探讨农民社会阶层流动问题。

然而,一个不争的事实是,近年来在我国农村地区,尤其是东部农村已经出现了明显的阶层分化现象,并开始出现较为突出的阶层隔阂和区隔现象[10]。基于此,农民的社会流动预期也就成为了一个影响农民积极社会心态培育的重要变量,需要政界和理论界给予更多的关注和回应。现有研究文献关于农民社会流动的探讨多聚焦于在城市雇佣就业的农民工群体,这些文献主要强调人力资本对农民工职业流动的影响[12-14]。在为数不多的几篇以整个农民群体为专门研究对象的相关文献中,谢小芹和简小鹰、陈成文和罗忠勇等强调土地流转引发的职业结构变动对农民社会阶层地位流动的影响[15-16];阎云翔则分析了改革开放初期市场经济改革对农民社会流动的影响,发现干部阶层和中农在改革中获益更多,向上流动的机会更多[17]。这些研究文献的共同特征是强调农民利用机会和占有资源的关键作用。而近年来,伴随着经济社会结构的变迁,农民自我雇佣就业比例不断提高。仅以乡村个体就业人数为例,近十年来就呈明显直线上升趋势(参见图 1),2008 年仅为 2167 万人,而十年后的 2017 年这一数字则上升为 4877.8 万人,是十年前的 2.25 倍多,这必将成为影响未来我国农民社会流动的重要因素,却鲜有研究者关注自我雇佣对农民社会阶层流动的影响。

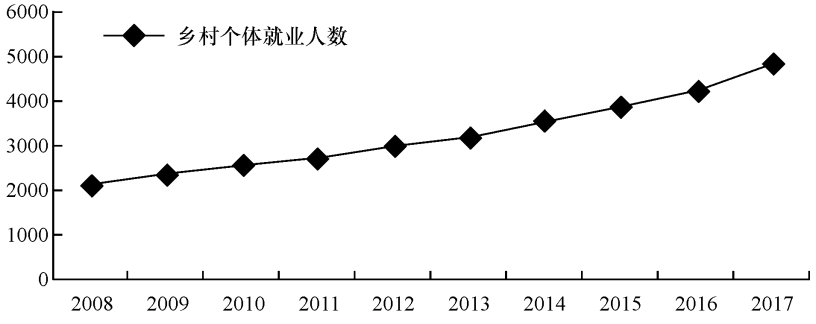



**图 1　2008—2017 年我国乡村个体就业人数变化趋势**

王兆萍和革兆东在最近的研究中则把社会分层感知作为自我雇佣和工作满意度的中介变量,发现仅有那些创业型自我雇佣者的五年后自我社会阶层感知会较高,而成长型和生存型自我雇佣者与受雇从业者之间则没有明显差别[18]。但他们的研究也同样是关注居民整体,未能根据农民生产生活情景做针对性的研究设计;更为重要的是,他们的研究仅在静态层面考察自我雇佣对农民自我感知五年后社会阶层地位的影响,而未把五年后的预期社会阶层地位与现在所处社会阶层地位进行纵向比较,进而也就未能真正考察自我雇佣对农民社会流动预期的影响。有鉴于此,本文将专门聚焦于农民群体,基于 CGSS2015 数据检验与探讨自我雇佣就业对于农民社会流动预期的影响。当然,本着借鉴和对照已有研究成果之目标,和考虑到主观预期同时受到历史值、当前值与未来可能值共同影响之现实,本文还会兼顾父辈学历、原生家庭所属社会阶层、住房地位、政治身份、机会公平感知等其他研究文献强调的因素之影响。

## 二、个体预期形成逻辑及研究假说

与社会阶层测量的客观法立足于教育、收入、职业等已经发生的确定性客观指标[19]不同,主观

法测量不仅受到过去发生的确定性因素影响,还会受到未来可能发生的事件的影响。经济学界关于预期形成机制①的研究也充分表明,人们对经济技术指标未来发展水平的预期同时受到历史值、当前值和未来可能值的共同影响[20-21]。同理,在社会层面,社会指标必然也会受到历史值、当前值和未来可能值的共同影响。历史值在宏观层面对应着历史基础,强调的是对过去的继承;当前值对应着现实条件,强调的是现在已经具备的有利条件;未来可能值则对应着未来的可能机会,强调的是社会结构变化和制度变迁等所创造的未来机会空间。

可见,无论是在经济层面,还是在社会层面,人们对未来预期的形成都离不开历史基础、现实条件和未来可能机会的共同影响。而社会流动预期作为人们对自身未来阶层地位发展变化趋势的主观看法、估计、判断,是社会预期的属类,也必然会同时受到历史基础、现实条件和未来可能机会的共同影响。在人们社会流动预期形成过程中,历史基础主要指的是那些先赋性的、个体能够从父辈继承的资源,在本研究中我们将以原生性家庭因素来加以概括。现实条件则主要指向那些自致性的、个体通过自身努力所能获得的有助于向上流动的支持性条件,在本文研究中我们将用代表身份地位的政治身份和住房产权来加以概括。未来可能机会则主要指人们把握机会并获得成功的概率,在今天市场经济条件下,具体指人们能够成功利用市场经济发展带来的新机会,在本研究中我们用自我雇佣来代表这种市场新机会;同时,作为一种对未来发展机会的主观判断,未来可能机会充满了不确定性,还要考虑成功概率的影响,在市场经济条件下,公平的机会是个体能够取得最后成功的决定性因素,所以,本研究中将用机会公平感知来代表人们对成功利用机会的概率估计。

**(一)历史基础影响预期的形成机制**

历史基础往往与先赋性因素相关,其典型代表是代际传承性资源。比如,父辈学历、原生家庭社会阶层地位等会经由人力资本、文化资本、社会资本等途径转移到下一代,奠定了下一代社会阶层地位改变的基础。关于父辈学历的影响,很早就有研究者做了较为精准的概括并指出,通过教育期望、文化氛围、学习辅导等方式,父辈文化教育水平能在子代得以继承和延续,实现文化的再生产[22]。可以说,从理论逻辑上看,父辈学历对于子代阶层地位与阶层流动有着全方位的影响。而对于农民而言,父辈受教育程度往往较低,那么,父辈学历的影响是否依然存在呢?这是我们关心的问题之一。

与父辈学历一样,社会阶层地位也具有明显的代际传承性。原生家庭社会阶层地位的影响则更多的是通过物质资本、社会资本等途径转移到下一代,尤其是原生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。据此,我们提出本文研究的第一组假设——历史基础影响假设:

研究假设1A:父辈学历越高,被调查者向上流动的预期更高;

研究假设1B:原生家庭社会阶层地位越高,被调查者向上流动的预期更高。

**(二)现实条件影响预期形成机制**

现实条件是制约社会阶层向上流动的关键性要素,或者说是奠定自身阶层地位的重要变量。

---

① 预期形成理论是经济学关注的焦点之一,他们主要关注通货膨胀、资产价格、GDP增长、就业率、企业投资预期利润等宏微观经济技术指标的形成机制,并形成了理性预期、适应性预期、学习型预期等预期形成机制相关理论。

这些关键性要素中有先赋性因素的影响,但更多的则是自致性因素所决定,并主要表现为个体经由自身努力所获得的支持性条件,其典型代表如住房产权、政治身份、教育水平等,它们经由物质资本、政治资本和人力资本储备等多重途径影响人们的社会阶层地位变化。考虑到已有研究文献对教育影响已经做了较充分的讨论之缘故和农民接受过高等教育者较为稀少之事实,本研究中我们不对教育做重点考察,而是集中关注住房产权和政治身份对农民社会阶层流动的影响。

关于住房产权。学界关于住房地位的研究已经基本达成共识,认为住房已经成为影响城市社会分层的一个非常重要的变量,尤其是是否拥有住房产权是阶层差异和分层的重要指标[23-26]。而近些年来,随着市场经济影响在农村的扩展,农村,尤其是东部地区农村住房的同质性、封闭性、自足性格局正在被打破,住房所隐含的阶层分化正在迅速出现[27]。住房产权也极有可能成为影响农民社会阶层流动的重要因素。事实上,住房产权不仅是一种财产权,更是一种身份地位的象征。一是在家庭内部,住房产权归属与户主身份往往直接相连,即户主往往是住房产权所有者,往往在家庭内部有更大的权力,尤其是更多的话语权;二是在家庭外部,住房产权确定的户主身份也是户主得以代表家庭对外进行社会交往的重要前提。如此,住房产权的影响无论是在城市,还是在农村都无法回避。与此同时,在我国文化背景下,住房更多是夫妻共同财产,所以,夫妻是否拥有住房产权就可能成为影响农民社会流动预期的重要变量。

关于政治身份。在中国共产党直接领导下的中国社会,绝对不能忽视中共党员政治身份的影响。党员身份对获取较高社会地位的积极影响也是早期社会流动研究关注的重点领域[28],“在改革之前,要成为干部,首先必须是(中共)党员”[29],即使是改革开放四十多年的今天,中共党员政治身份依然是绝大多数干部提拔和任命的重要前提,从公务员招考条件要求中就可见一斑,绝大多数岗位都会要求是“中共党员”。现有研究文献也证实,中共党员身份在城市居民社会阶层流动中发挥着不可替代的重要作用[30-31],那么,就农民社会阶层流动而言,中共党员的政治身份是否依然发挥着重要作用呢? 有鉴于此,在此我们提出本文研究的另一组假设——现实条件影响假设:

研究假设 2A:与非夫妻住房产权者相比,夫妻住房产权者向上流动的预期越高。

研究假设 2B:与非中共党员相比,中共党员向上流动的预期更高。

**(三)未来可能机会影响预期形成机制**

市场经济为人们社会阶层流动带来的新机会是上个世纪 90 年代以来国内外学术界关注的焦点问题,并围绕市场机会是否存在以及市场机会是否促进了社会阶层流动进行了激烈的争论。在这场争论中,再分配机制与市场机制到底谁在发挥作用,或者谁的作用更大无疑是争论的核心,而争论后的基本共识是,再分配制度和政策的影响依旧存在,而市场机制的作用正在逐步扩大,它给人们的社会流动提供了新的途径,尤其是市场经济扩展带来的新职业选择机会成为了影响人们社会流动的重要因素[32]。就处于职业地位较低层的农民而言,过度依赖务农,致富途径单一是造成其贫困的重要原因[33],而转换职业则是其实现向上社会流动的重要途径;而无论是进城务工机会,还是进入自我雇佣行业的机会都是市场经济发展带来的新机会,而近年来进入自我雇佣则受到更多的鼓励和支持,国家先后出台了《关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》、《国务院办公厅关于支持农民工等人员返乡创业的意见》、《关于支持返乡下乡人员创业创新促进农村一二三产业融合发展的意见》等一系列鼓励和支持农民自主创业的文件,进而使得自我雇佣成为了农民可利用的新一轮市场机会。而在现实层面,除了部分农民经由高等教育和进城务工途径进入城市企事业单位正式就业以外,自我雇佣也是农民最容易进行的职业转换。也正是因为如此,“实现阶层向上流动也是许多劳动者从事自我雇佣活动的重要职业预期”[18]467。很早就有

研究者指出，改革开放以后，市场机制的引入带来的新机会，使得自主创业和进入私营企业成为一条向上社会流动的重要通道[3]667，而在改革开放初期，类似于创业的自我雇佣活动则成为农民向上流动的主渠道[9]403。那么，在当前国家政策大力支持返乡下乡本乡人员创业创新背景下，大量农民自我雇佣就业是否真的能促进他们向上流动呢？短期内，恐怕还难以得出可靠的结论。但我们可以通过考察他们的主观社会流动预期来间接观察农民自主创业或者说自我雇佣对提高他们社会流动预期的影响。

此外，不同于历史基础和现实条件的确定性，未来可能机会充满了不确定性。面对不确定性机会，人们不仅要评估新机会的价值，还要预估成功把握新机会的概率。如此，在认可自我雇佣这个新市场机会以后，人们还必须考虑自身成功的概率。而精确的成功概率估计是人类个体所难以企及的，次优的主观机会公平感知就成为了一个可能的选项。人们的机会公平感知是人们对社会环境所塑造的向上流动机会是否公平的主观感知，它体现了社会结构性因素的宏观影响，是决定人们是否努力抓住市场机会的关键因素。基于此，本文研究中我们将通过机会公平感知来代表农民对成功把握市场机会概率的估计。这种机会公平感知会经由影响人们对改变自身现状信心和信念的途径影响农民个体的努力程度，进而影响其未来社会阶层流动预期的判断。在逻辑层面，公平的竞争环境会增加人们向上流动的信心，提高其成功估计概率；相反，感觉到社会机会的不平等，则会降低自身的成功概率估计。在现实层面，“各种生活机会是不平等分配的，而且这种不平等还有持续扩大的趋势”[34]，我们必须要关心机会公平感知对于人们社会阶层流动预期的影响。据此我们提出本文研究的最后一组研究假设——未来机会影响假设：

研究假设3A：与非自我雇佣者相比，自我雇佣者更倾向于向上流动。

研究假设3B：农民机会公平感知程度越高，农民向上流动的预期越高。

## 三、数据和变量

### （一）数据来源

本文研究实证分析所使用的数据来源于2015年中国社会综合调查项目（CGSS2015）。该调查由中国人民大学中国调查与数据中心联合全国20多家高校及社科院共同实施，2015年度调查属于该系列调查的第二阶段（2010—2019），该阶段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。共回收的有效问卷为10968份，经过数据清理，删除变量中回答“不清楚”和缺失数据值个案，最终剩余有效个案为1818个。

### （二）变量

1. 因变量

本文因变量是“社会阶层流动预期”，是一个三分类变量。在“CGSS2015”中构建了这样一种情境：“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。本研究中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。其中两者间差距等于0代表“平行流动”；大于0代表“向上流动”；小于0则意味着“向下流动”。

如表 1 所示,描述性统计分析结果表明,当前我国农民社会阶层流动预期总体状况一般。预期自身社会阶层向上流动虽然是主流,有 69.5% 的被调查者认为未来十年他们将会向更高的社会阶层流动,却也有 26.7% 的人认为自己将止步不前、平行流动,还有 3.8% 的被调查者认为未来自己会向下流动。而在社会主义市场经济不断发展、国民经济与社会发展处于上升期的中国社会,尤其是发展相对落后的农村社会,人人持有一个积极向上的社会流动憧憬,进而形成积极的社会心态无论是对于农业农村发展、农民脱贫致富,还是对于农村社会稳定都是至关重要的。

**表 1　因变量赋值及分布情况**

| 赋值 | 频次 | 百分比(%) |
|---|---|---|
| 1 = 向上流动 | 1263 | 69.5 |
| 2 = 平行流动 | 486 | 26.7 |
| 3 = 向下流动 | 69 | 3.8 |
| 总计 | 1818 | 100 |

2. 自变量

承前所述,本文研究的自变量有三组:历史基础影响假设、现实条件影响假设、未来可能机会影响假设。

第一组,历史基础影响假设中的有关变量。该假设涉及两个变量:父辈学历、原生家庭所属社会阶层。

“父辈学历”即父辈受教育程度,它是一个四分类变量,既包含小学级以下、初中、高中水平、大专水平;大学本科及以上等四个阶段。

“原生家庭所属社会阶层”即考察被调查者 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。

第二组,现实条件影响假设中的有关变量,有两个变量:住房产权、政治身份。

关于“住房产权”。随着农村市场的发展和市场经济的影响不断向农村扩展,住房不再仅仅是传统的聚村而居的生存需要,更是身份地位的象征。大量农民进城务工而无法顺利实现“市民化”而是选择回乡建房,而且日益注重建房质量,追求房屋装潢品味,使得农村住房有了社会阶层地位区分的性质。有基于此,是否有用住房产权就成为可能影响农民社会阶层流动预期的因素之一。“住房产权”是一个二分类变量,0 = 夫妻住房产权,1 = 非夫妻住房产权。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“夫妻住房产权”,后六种情况属于“非夫妻住房产权者”。

关于“政治身份”,这里主要指是否具备中共党员身份,它是一个二分类变量。是中共党员赋值为 1,非中共党员赋值为 0。非中共党员包括群众、共青团员、民主党派和无党派人士等多种情况。

第三组,未来可能机会影响假设中的有关变量。该假设涉及两个变量:自我雇佣、机会公平感知。

“自我雇佣”是与“雇佣就业”相对应的一种就业状态,在本文研究中是一个二分类变量,其设计目标是为了检验农民自我雇佣就业对其社会流动预期的影响。在“CGSS2015”中有这样一道问题:下列各种情形,哪一更符合工作的状况?

该题目意在测量被调查者的就业方式,答案赋值包括“自己是老板(或者是合伙人)”、“个体工商户”、“受雇于他人(有固定雇主)”、“劳务工/劳务派遣人员”、“零工散工(无固定雇主的受雇者)”、“在自己家的生意/企业中工作/帮忙并领工资”、“在自己家的生意/企业中工作/帮忙而不

领工资”、“自由职业者”等8种情况。其中,自己是老板(或者是合伙人)、个体工商户、自由职业者、在自己家的生意/企业中工作/帮忙而不领工资等4类情况归属于“自我雇佣者”,其余4类情况归属于“非自我雇佣者”。

与结果不平等相比,机会不平等显得更让人难以接受。结果不平等可以说是无法避免的,而机会不平等则直接制约了“中国梦”地实现,甚至会打消人们努力奋斗的积极性。在CGSS2015中有这样一道问题可以用来直接测量农民的“机会公平感知”,即询问被调查者是否同意以下四种陈述:

(1)应该从有钱人那里征收更多的税来帮助穷人。

(2)只要孩子够努力、够聪明,都能有同样的升学机会。

(3)现在有的人挣的钱多,有的人挣的少,但这是公平的。

(4)在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会。

通过SPSS22.0的主成分分析过程,结果显示,KMO为0.624,适合进行主成分分析的程度中等;但只有前2个主成分特征根大于1,而且这2个主成分的累积方差贡献率只有69.488%,至少要3个主成分,累积方差贡献率才达到85%以上的基本水准,而且后2个指标的方差贡献率相差不大(参见表2),所以用主成分分析进行权重设计的意义不大。有鉴于此,本文选取其中一个最容易被农民普遍理解也较为全面地体现公平度的阶层公平感知变量来代表农民的整体公平感知。根据被调查者对“在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会”这一陈述的回答来测量农民的机会公平感知。具体赋值情况如下:1=非常同意,2=同意,3=无所谓,4=不同意,5=非常不同意。

**表2 指标方差贡献率及特征值**

| 成分 | 特征值 | 方差贡献率 | 累计贡献率 |
|---|---|---|---|
| 1 | 1.765 | 44.120% | 44.120% |
| 2 | 1.013 | 25.329% | 69.448% |
| 3 | 0.691 | 17.282% | 86.730% |
| 4 | 0.531 | 13.270% | 100% |

3. 控制变量

参照通行研究做法,本文的控制变量主要包括年龄、个人年收入对数、性别和受教育程度等人口特征值。同时,考虑到农民所从事的行业往往是以体力劳动为主,必须以健康的身体为前提,在本研究中我们还专门加入了“身体健康状况”变量,这里指人们自我报告的身体健康程度。

纳入模型各控制变量、因变量和自变量的定义及描述性统计信息详见表3。

## 四、实证分析

### (一)统计模型

本文因变量是有序的三分类变量,一般适合采用有序回归模型。用SPSS22.0进行有序Logit回归的平行线检验结果显示,P值为0.850远高于0.05的基准水平要求。这意味着两个回归方程在1多维空间中是相互平行的,Logit有序分类模型适用于拟合的本文数据资料。有序Logit模型是通过拟合因变量水平数-1个Logit回归模型组成的累积模型。因本文因变量有三个水平,故只需拟合2个Logit回归模型。

$$Logit\left(\frac{\pi_1}{1-\pi_1}\right) = -\partial_1 + \sum \beta \chi_i$$

$$Logit\frac{\pi_1+\pi_2}{1-(\pi_1+\pi_2)}=-\alpha_2+\sum\beta_i\chi_i$$

其中,$\pi_1$、$\pi_2$、$\pi_3$ 分别为因变量取值水平为 1、2、3 时对应的概率,$\pi_1+\pi_2+\pi_3=1$;$\chi_i$ 分别代表父辈学历、原生家庭所属社会阶层、住房产权、政治身份、自我雇佣、机会公平感知等 6 个自变量和年龄、个人年收入对数、性别、身体健康程度等 5 个控制变量;$\beta_i$ 为偏相关系数;$i=1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11$。

当然,考虑到历史基础、现实条件和未来可能机会的不同影响,本研究将分别将三组变量逐步加入到模型中,加上仅包括控制变量的基础模型,形成四个模型:模型 A、模型 A1、模型 A2、模型 A3。模型统计检验结果显示:逐步引入历史基础影响变量、现实条件影响变量和未来可能机会影响变量后,前后两个模型的似然卡方值之差分别为 14.271(121.371 - 107.100)、5.309(126.680 - 121.371)、14.042(140.722 - 126.680),分别对应着 5 个、2 个和 5 个自由度,这三个似然卡方十分显著,而且统计非常显著,说明加入历史基础影响变量、现实条件影响变量和未来可能机会影响变量显著地提高了模型的解释力。

**表 3　本文所用变量及其描述性统计**

| 变量类型 | 变量名称 | 性质 | 赋值或定义 | 均值 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 社会流动预期 | 分类 | 1 = 向上流动,2 = 平行流动,3 = 向下流动 | 1.34 | 0.549 |
| 自变量 | 父辈学历 | 分类 | 1 = 小学级以下,2 = 初中,3 = 高中水平,4 = 大专水平,5 = 大学本科及以上 | 1.42 | 0.703 |
| | 原生家庭所属社会阶层 | 连续 | 14 岁时家庭所处社会阶层,最小值为 1,最大值为 10。 | 3.19 | 1.709 |
| | 住房产权 | 分类 | 0 = 夫妻住房产权,1 = 非夫妻住房产权 | 0.48 | 0.500 |
| | 政治身份 | 分类 | 1 = 中共党员,0 = 非中共党员 | 0.08 | 0.269 |
| | 自我雇佣 | 分类 | 0 = 自我雇佣者,1 = 非自我雇佣者 | 0.75 | 0.435 |
| | 机会公平感知 | 分类 | 1 = 非常同意,2 = 同意,3 = 无所谓,4 = 不同意,5 = 非常不同意 | 2.5 | 1.104 |
| 控制变量 | 年龄 | 连续 | 最小值为 18,最大值为 83 | 40 | 12.029 |
| | 个人年收入对数 | 连续 | 最小值为 0,最大值为 16.11 | 9.7869 | 2.24778 |
| | 性别 | 分类 | 1 = 男性,0 = 女性 | 0.57 | 0.495 |
| | 受教育程度 | 分类 | 1 = 小学级以下,2 = 初中,3 = 高中水平,4 = 大专水平,5 = 大学本科及以上 | 2.40 | 1.155 |
| | 身体健康程度 | 分类 | 1 = 很不健康,2 = 比较不健康,3 = 无所谓,4 = 比较健康,5 = 很健康 | 4.01 | 0.916 |

### (二)实证分析结果

表 4 报告的是农民社会流动预期相对于历史基础影响、现实条件影响和未来可能机会影响所做的四个有序 Logit 回归模型。其中,模型 A 是仅包含控制变量的基准模型。从统计分析结果来看,在五个个体特征因素中,仅有年龄对农民的社会流动预期有显著影响;年龄越大,农民自我预期向上流动的可能性越大,年龄每增加一岁,发生比约增加 4%($e^{0.041}-1$)。这与已有研究结论是不一致的,比如吴炜的研究就发现,年龄对青年群体的社会流动预期产生了显著影响,随着年龄的增长,其社会流动预期在降低[35]。这可能是由于群体年龄差异决定的,即青年群体与中老年群体在社会流动预期方面存在差异。

模型 A1 在基准模型 A 的基础上加入了两个历史基础影响变量:父辈学历和原生家庭所属社会阶层。统计分析结果发现,仅有原生家庭所属社会阶层的影响是显著的;原生家庭所属社会阶

层越高,农民自我预期向上流动可能性越高,原生家庭所属社会阶层每增加一个层次,农民自我报告向上流动可能性约增加12%($e^{0.112}-1$)。这也就意味着,研究假设1A并未得到证实,而研究假设1B得到了证实。在控制变量方面,依然只有年龄有显著影响,而且依然表现为年龄每增加一岁,向上流动的发生比约增加4%($e^{0.041}-1$)。

**表4 有序Logit回归系数**

| 变量 | 模型A<br>系数<br>(标准误) | 模型A1<br>系数<br>(标准误) | 模型A2<br>系数<br>(标准误) | 模型A3<br>系数<br>(标准误) |
|---|---|---|---|---|
| 社会流动预期(参照组为"向下流动") | | | | |
| 向上流动 | 2.609*** (0.334) | 2.948*** (0.786) | 3.187*** (0.815) | 3.414*** (0.851) |
| 平行流动 | 5.101*** (0.357) | 5.451*** (0.797) | 5.692*** (0.826) | 5.931*** (0.862) |
| 自我雇佣者(参照组为"非自我雇佣者") | | | | -0.370*** (0.126) |
| 机会公平感知(参照组为"非常不同意") | | | | |
| 非常同意 | | | | -0.064(0.313) |
| 同意 | | | | 0.222(0.284) |
| 无所谓 | | | | 0.393(0.339) |
| 不同意 | | | | 0.145(0.298) |
| 住房产权(参照组为"非夫妻住房产权") | | | 0.231** (0.114) | 0.234** (0.116) |
| 政治身份(参照组为"中共党员") | | | 0.258(0.212) | 0.288(0.213) |
| 父辈学历(参照组为"大学及以上") | | | | |
| 小学及以下 | | 0.051(0.709) | 0.079(0.711) | 0.071(0.711) |
| 初中 | | -0.012(0.715) | 0.048(0.716) | 0.039(0.716) |
| 高中水平 | | -0.301(0.733) | -0.240(0.734) | -0.233(0.734) |
| 大专水平 | | -0.309(1.398) | -0.193(1.384) | -0.245(1.386) |
| 原生家庭所属社会阶层 | | 0.112*** (0.031) | 0.112*** (0.031) | 0.113*** (0.031) |
| 年龄 | 0.041*** (0.005) | 0.041*** (0.005) | 0.039*** (0.006) | 0.040*** (0.006) |
| 个人年收入对数 | 0.022(0.041) | 0.013(0.041) | 0.013(0.041) | 0.024(0.042) |
| 性别(参照组为"男性") | -0.094(0.109) | -0.118(0.109) | -0.134(0.110) | -0.123(0.110) |
| 受教育程度(参照组为"大学及以上") | | | | |
| 小学及以下 | 0.141(0.245) | 0.160(0.250) | 0.066(0.262) | 0.148(0.266) |
| 初中 | -0.042(0.224) | -0.049(0.229) | -0.142(0.240) | -0.065(0.243) |
| 高中水平 | 0.102(0.234) | 0.098(0.237) | 0.022(0.244) | 0.113(0.247) |
| 大专水平 | 0.008(0.276) | -0.034(0.279) | -0.077(0.281) | -0.061(0.282) |
| 身体健康状况(参照组为"很健康") | | | | |
| 很不健康 | -0.357(0.586) | -0.401(0.593) | -0.357(0.592) | -0.280(0.595) |
| 比较不健康 | 0.135(0.215) | 0.162(0.216) | 0.177(0.217) | 0.171(0.218) |
| 一般 | 0.190(0.155) | 0.210(0.156) | 0.188(0.156) | 0.177(0.157) |
| 比较健康 | -0.001(0.123) | 0.003(0.124) | -0.011(0.124) | -0.016(0.125) |
| 卡方值 | 107.100 | 121.371 | 126.680 | 140.722 |
| 自由度 | 11 | 16 | 18 | 23 |
| 显著性 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Cox&Snell | 0.057 | 0.065 | 0.067 | 0.074 |
| Nagelkerke | 0.074 | 0.084 | 0.088 | 0.097 |
| Mafadden | 0.040 | 0.046 | 0.048 | 0.053 |

**注:**显著性水平:$p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.005$;括号内为标准误。

模型 A2 在模型 A1 基础之上加入了代表现实条件影响的两个变量:住房产权、政治身份。新加入的变量中,仅有住房产权对农民的社会流动预期有显著影响,相较于非夫妻住房产权拥有者,夫妻住房产权拥有者向上流动可能性更高,发生比低约 26%($e^{0.231}-1$)。研究假设 2A 得到了证实;研究假设 2B 则未能得到证实。其他变量的影响也并未发生太大的变化,在模型 A1 中影响显著的原生家庭所属社会阶层和年龄的影响依然显著,并依然表现为原生家庭所属社会阶层每增加一个层次,被调查者自我报告向上流动可能性约增加 12%;年龄每增加一岁,发生比约增加 4%。但在模型 A1 中影响不显著变量中,无论是父辈学历,还是被调查者自身受教育水平的影响系数大小均发生大的变化,甚至在个别取值上影响方向还发生了变化;如父辈学历中,当取值"2 = 初中"时,影响系数从 -0.024 变为 0.034,系数大小和方向均发生了改变。这意味着,在很大程度上,父辈学历和受教育程度的影响可以通过住房产权的影响来加以解释。

模型 A3 在模型 A2 的基础上加入了未来可能机会影响变量:自我雇佣、机会公平感知。统计分析结果发现,新加入的变量仅有自我雇佣对农民社会流动预期有显著影响:相较于非自我雇佣者,自我雇佣者预期向上流动的可能性更低,发生比高约 31%($e^{0.370}-1$)。研究假设 3A 得到了证实;研究假设 3B 未能得到证实。其他变量在统计显著性方面并未发生任何改变,住房产权、原生家庭所属社会阶层、年龄的影响依然显著,而且影响系数大小也未发生明显改变,相较于非夫妻住房产权拥有者,夫妻住房产权拥有者向上流动的发生比依然低约 26%($e^{0.234}-1$);原生家庭所属社会阶层每增加一个层次,被调查者自我报告向上流动的发生比依然增加约 12%($e^{0.113}-1$);年龄每增加一岁,发生比依然增加约 4%($e^{0.040}-1$)。令人奇怪的是,加入未来可能机会影响变量后,父辈学历和被调查者自身受教育水平的影响均发生了较为明显的变化,但在统计上依然不显著。比如,受教育程度的四个取值水平:取值"小学及以下"时的影响系数从 0.039 增加为为 0.110;取值"初中"时的影响从 -0.161 减少为 -0.091;取值"高中水平"时的影响系数从 0.005 增加为 0.091;取值为"大专水平"时影响系数从 -0.089 降低为 -0.073。这在一定程度上意味着,父辈学历和被调查者受教育程度对农民社会流动预期影响中一部分可以通过自我雇佣的影响来加以解释,这进一步肯定了利用市场机会进入自我雇佣行业对农民社会流动预期的影响。

### (三)去除年龄极端值的稳健性估计

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,接下来本文将通过去掉极端值方式对上述初步结论进行稳健性检验。具体来说,通过删除年龄大于 60 岁和小于 25 岁的极端值,仅保留年龄在 25 -60 岁之间的样本,最后剩余有效样本为 1545 个。

表 5 汇报的稳健性估计结果显示,自我雇佣、住房产权、原生家庭所属社会阶层等三个自变量和控制变量年龄的影响依然显著,符号影响方向方面也完全一致,仅在系数值大小和显著性水平方面存在差异。这说明前文估计的结果是稳健可靠的。

## 五、研究结论与对策建议

### (一)研究结论

本文讨论和检验了历史基础、现实条件和未来可能机会相关变量对农民社会流动预期的影响。统计分析结果发现:原生家庭所属社会阶层、住房产权、自我雇佣是影响农民社会流动预期的关键变量,父辈学历、政治身份、机会公平感知等因素的影响则是不显著的。比较这两类变量我们可以发现:前者是农民易感知、可触及的现实性因素;后者则是绝大多数农民难以感知、难以触及的因素。就现阶段而言,成为中共党员和获得较高的学历对于绝大多数农民而言都是难以企及的

愿望;而对机会公平的感知属于社会宏观层面因素,农民难以有效把握;而原生家庭所属社会阶层、住房产权和是否进入自我雇佣行业则是农民容易感知与可触及的事物。这说明,农民更在意那些自身所能观察到的、易感知的现实性因素,在乎实实在在的资源和机会,而对于自身难以触及的、难以把握的因素则较少关注。这与已有文献研究结论也是相呼应的,比如陈晓东和张卫东的研究发现,人们对机会不平等的感知对人们的社会流动预期有着突出影响,但相较于城市居民,对农民的影响较小[1]48。具体来看:

第一,在历史基础影响方面,只有"原生家庭所属社会阶层"的影响是显著的,而且呈显著正相关关系,原生家庭所属社会阶层越高,被调查者自我报告的向上流动预期越高。这说明,先赋性因素在农民社会阶层流动中依然发挥着不可替代的重要作用。父辈家庭社会阶层地位较低家庭的孩子对未来更缺乏信心。这与已有研究发现也是相呼应的,比如有研究就发现"父辈职业地位高的,其子女的职业地位也相应高"[36]。

第二,在现实条件影响方面,只有"住房产权"的影响是显著的,拥有住房产权能极大地增进农民对未来向上流动或平行流动的预期。这意味着住房地位群体不仅在城市社会区隔中普遍存在,在今天的农村也日益显现;同时,这种基于住房产权的地位群体区分也不仅限于刘锐和刘小峰所观察到的以浙江为代表的东部发达地区[27],在中西部农村地区也正在出现。其中的逻辑我们在前文中已经提及,即由于大量外出务工农民无力在城市购房安居,只能把务工积蓄用于在农村老家建房,为了凸显自己的地位优越,返乡建房农民也会尽量把房子建的奢华,注重装潢设计,进而使得住房地位群体逐渐形成。

**表5 去除年龄极端值的稳健性估计结果**

| 变量 | 系数 | 标准误 |
|---|---|---|
| 社会流动预期(参照组为"向下流动") | | |
| 向上流动 | 3.288*** | 0.882 |
| 平行流动 | 5.825*** | 0.894 |
| 非自我雇佣者(参照组为"自我雇佣者") | -0.320** | 0.123 |
| 机会公平感知(参照组为"非常不同意") | | |
| 非常同意 | 0.119 | 0.340 |
| 同意 | 0.277 | 0.312 |
| 无所谓 | 0.417 | 0.368 |
| 不同意 | 0.226 | 0.325 |
| 住房产权(参照组为"夫妻住房产权") | 0.240* | 0.125 |
| 政治身份(参照组为"中共党员") | 0.268 | 0.236 |
| 父辈学历(参照组为"大学及以上") | | |
| 小学及以下 | 0.107 | 0.712 |
| 初中 | 0.014 | 0.719 |
| 高中水平 | -0.216 | 0.738 |
| 大专水平 | 0.074 | 1.451 |
| 原生家庭所属社会阶层 | 0.131*** | 0.033 |
| 年龄 | 0.037*** | 0.007 |
| 个人年收入对数 | 0.024 | 0.026 |
| 性别(参照组为"男性") | -0.164 | 0.119 |
| 受教育程度(参照组为"大学及以上") | | |
| 小学及以下 | 0.124 | 0.285 |
| 初中 | -0.132 | 0.261 |
| 高中水平 | 0.048 | 0.265 |
| 大专水平 | -0.213 | 0.304 |
| 身体健康状况(参照组为"很健康") | | |
| 很不健康 | -0.119 | 0.692 |
| 比较不健康 | 0.081 | 0.243 |
| 一般 | 0.262 | 0.166 |
| 比较健康 | -0.032 | 0.135 |
| 卡方值 | 94.694 | |
| 自由度 | 23 | |
| 显著性 | 0.000 | |
| Cox&Snell | 0.059 | |
| Nagelkerke | 0.077 | |
| Mafadden | 0.042 | |

**注:**显著性水平:$p<0.1$, $^{**}p<0.05$, $^{***}p<0.005$。

第三,在未来可能机会影响方面,也仅有"自我雇佣"对农民社会流动预期有显著影响;但是,自我雇佣并未如理论预期那样,提升农民向上流动的预期,反而,让农民对自我未来社会阶层流动变得更加悲观,更倾向于预期自己未来会向下流动。这与已有实证研究发现结论也是一致的,比如王春光、赵玉峰和王玉琪最近的研究就发现,农村个体户向下流动相当普遍[37]。国外相关研究也发现,自我雇用很可能是"贫穷的避难所"(refuge from poverty),而非"致富之路"(road to rich-

es)[38]。这有两种比较可能的解释:一是农民个体难以把握市场。当农民选择进入自雇佣就业领域,他们也就不得不独立面对市场冲击,他们无法准确判断市场信息,甚至都无法准确掌握消费者需求,进而无法有效应对市场风险,自然对未来发展前景缺乏信心。另一个是,进入自我雇佣行业的农民大多是迫不得已的选择,他们对自我雇佣就业未来本身就缺乏信心。已有研究文献也发现,虽然农民自主创业概率高于城市居民,但农民创业更可能是一种"被动"的次优选择[39-40];朱志胜针对农民工群体的研究也发现,自我雇佣在给农民工带来较高经济回报的同时也面临着相对更高的收入不确定性[41]。国外相关研究也发现很多自我雇佣者会返回劳动力市场成为雇佣就业者,因为自我雇佣可能会降低收入,或者会通过人力资本贬损途径降低再就业的工资回报率[42]。此外,心理学最新研究则证实了自我雇佣型创业会增加人们的心理压力,乃至引致负面情绪、无助和失控等感觉[43-44]。这也就意味着,在世界范围内,自我雇佣都是一个充满不确定性风险的选择,自我雇佣者将不得不自己面对市场风险,进而对未来缺乏信心,自我雇佣提供的向上流动机会还是一种理论逻辑上的机会,而不是现实中易把握的机会。

**(二)对策建议**

承前所述,虽然不同于社会阶层地位的客观流动,具有主观性的社会流动预期涉及"中国梦"格局下个人梦想的实现,事关积极社会心态的形成,事关农民幸福感和获得感的生成,具有极端重要性,进而有必要采取有针对性措施进行前瞻性预期引导,以提高农民社会流动预期的精准性。本文实证研究发现,立足于先赋性地位的原生家庭所属社会阶层和可能蕴含着先赋性因素的住房产权正向影响农民的社会流动预期,极有可能意味着社会流动的精英循环模式在农村社会并不存在,而以自我雇佣为代表的市场机会又不能提高农民的向上社会流动预期,如果不能采取措施让农民成功利用市场中出现的新机会,"父贵子荣"的阶级再生产模式将进一步固化。

如此,政策作用空间必须立足于提高农民自我雇佣就业的成功率,让农民成功地利用以自我雇佣为代表的市场机会实现向上流动,尤其是要采取措施提高农民抵御市场风险能力,并重点增加家庭地位较低农民群体的收入、改善其生活条件。具体来看:

首先,也是最为重要的,本文实证研究发现自我雇佣不仅未能明显提升农民社会流动预期,反而降低了他们的社会流动预期,这充分说明了市场经济扩展带来的机会中蕴含着农民个体难以克服的风险。国外研究者对东欧原社会主义国家转型过程的研究也发现,快速扩展的市场部门产生的大量新机会,但以农民为代表的穷人等由于在社会结构中处于弱势地位则难以成功把握机会,进而成为了最大输家[31]1094。如此,就需要党和政府积极主动介入农民自我雇佣行业,给予自我雇佣就业以更多的保障性支持。比如,自我雇佣就业的长期税收减免、免费技术指导和创业规划设计指导,以及按照城市居民标准予以自我雇佣者提供社会保障支持、完善农民创业保险机制设计①等。同时,还可以考虑通过设立基金等方式为从事自我雇佣者提供专门的资助和支持[45]。只有如此,才能增加农民自我雇佣就业的信心,增加其向上流动的预期,促进积极社会心态的形成。

其次,承前所述,原生家庭所属社会阶层和住房产权的正向影响意味着,农民更在意可感知、可触及资源。如此,就需要国家给予家庭地位较低农民提供更多实在可见、易把握的发展机会和资源,千方百计增加他们的收入、改善他们的生活条件。比如,在农村大力发展无污染或低污染的劳动密集型产业,并有针对性的为低收入家庭劳动力提供更多非农就业岗位;或者引导低收入家庭进入非农产业就业。

① 农业领域创业保险实际上在很多地方已经存在,只是存在机制不健全、监管落实不到位等问题。笔者最近在湖南衡阳市衡山县的调查中就发现当地种植业保险形同虚设,即使发生灾害,保险理赔也得不到执行。

第三,要积极构建精神层面阶层跃升媒介,管理农民的社会流动预期。已有实证研究发现,低社会阶层认同群体以香烟这一媒介透过物质上的平等和精神上的平等来融入高社会阶层认同群体的圈子,实现其社会阶层认同的跃升[46]。这也就意味着,主观社会阶层地位确定的标准是多元的,如果不能实现全方位的平等或阶级认同跃升,不妨在某些或某个方面让人们实现平等,降低人们的剥削感和无助感,提升其未来向上流动的信心与信念。比如,可以考虑进一步加强农村互联网基础设施建设和互联网信息技术教培,对贫困农民家庭给予重点支持,把互联网打造成农民精神层面阶层认同跃升的媒介。

最后,需要特别指出的是,虽然本文研究得出了一些基本结论,尚存在一些不足之处。尤其是受到数据限制,本文未能明确区分创业型自我雇佣和生存型自我雇佣,两者之间可能存在差异,这有待进一步的研究加以验证。同时,本文研究初始设计中,还试图考察"非农工作经历"对中国农民社会流动预期的影响,可惜的是,删除缺失值后的数据中所有个案均报告有过非农工作经历,进而使得我们未能充分考量非农工作经历对中国农民社会流动预期的影响,期待以后能有机会补此遗憾。

**参考文献:**

[1]陈晓东,张卫东. 机会不平等与社会流动预期研究—基于 CGSS 数据的经验分析[J]. 财经研究,2018,44(5):48-60.

[2]陈曙红. 教育和文化资本的获得与传承[C]//周晓红,主编. 中国中产阶级调查. 北京:社会科学文献出版社,2005:223-258.

[3]NEE V. A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism[J]. American Sociological Review, 1989, 54(5):663-681.

[4]WALDER A G W, LI B, TREIMAN D J. Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 to 1996[J]. American Sociological Review, 2000, 65(2):191-209.

[5]李路路. 制度转型与分层结构的变迁—阶层相对关系模式的"双重再生产"[J]. 中国社会科学, 2002(6):105-118.

[6]HANLEY E, TREIMAN D J. Recruitment into the Eastern European Communist Elite: Dual Career Paths[J]. Research in Social Stratification & Mobility, 2005, 23(5):35-66.

[7]陆益龙. 市场转型会消除户籍制度壁垒吗[C]//李路路,边燕杰,主编. 制度转型与社会分层:基于 2003 年全国综合社会调查. 北京:中国人民大学出版社,2008:251-268.

[8]WALDER A G, HU S. Revolution, Reform, and Status Inheritance: Urban China, 1949-1996[J]. American Journal of Sociology, 2009, 114(5):1395-1427.

[9]WU X. Communist Cadres and Market Opportunities: Entry into Self-employment in China, 1978-1996[J]. Social Forces, 2006, 85(1):389-411.

[10]杨华,杨姿. 村庄里的分化:熟人社会、富人在村与阶层怨恨—对东部地区农村阶层分化的若干理解[J]. 中国农村观察,2017(4):116-129.

[11]王超恩,符平. 农民工的职业流动及其影响因素—基于职业分层与代际差异视角的考察[J]. 人口与经济,2013(5):89-97.

[12]柳延恒. 从再次流动看新生代农民工职业流动方向:水平、向下抑或向上—基于主动流动方式视角[J]. 农业技术经济,2014(10):29-37.

[13]纪韶,朱志胜. 外出农民工职业流动轨迹与向上发展促进机制研究—基于北京市的调研数据[J]. 北京社会科学,2015(1):4-10.

[14]范建刚,李春玲. 农民工职业流动中的"去体力化"机制—基于对 1393 名农民工调查的分析[J]. 吉林大学社

会科学学报,2015,55(2):33 - 44 + 172.
[15]谢小芹,简小鹰. 阶层重塑:土地流转对社会阶层的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2014,13(1):100 - 108.
[16]陈成文,罗忠勇. 土地流转:一个农村阶层结构再构过程[J]. 湖南师范大学社会科学学报,2006(4):5 - 10.
[17]YAN Y. The Impact of Rural Reform on Economic and Social Stratification in a Chinese Village[J]. The Australian Journal of Chinese Affairs, 1992,(27), 1 - 23.
[18]王兆萍,革兆东. 自我雇佣、社会分层感知与工作满意度研究[J]. 天津大学学报(社会科学版),2018,20(5):466 - 472.
[19]波普诺. 社会学(第十版)[M]. 李强,等,译. 北京:中国人民大学出版社,1999:250.
[20]Lucas R. Expectations and the neutrality of money[J]. Journal of Economic Theory, 1972, 4(2):103 - 124.
[21]MILANI F, WOODFORD M, FAUST J, et al. Adaptive learning and inflation persistence[R]. University of California-Irvine Department of Economics, 2005.
[22]李煜. 制度变迁与教育不平等的产生机制—中国城市子女的教育获得(1966 - 2003)[J]. 中国社会科学,2006(4):97 - 109 + 207.
[23]WHYTE M K,PARISH, WILLIAM L. Urban Life In Contemporary China[M]. Chicago:University of Chicago Press, 1984.
[24]LIN N, BIAN Y. Getting Ahead in Urban China[J]. American Journal of Sociology, 1991, 97(3):657 - 688.
[25]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.
[26]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.
[27]刘锐,刘小峰. 农村阶层分化与"住房地位群体"[J]. 人文杂志,2014(5):118 - 124.
[28]WALDER A G. Career Mobility and the Communist Political Order[J]. American Sociological Review, 1995, 60(3):309 - 328.
[29]边燕杰,吴晓刚,李路路. 导言:评述与展望[C]//边燕杰,吴晓刚,李路路,主编. 社会分层与流动:国外学者对中国研究的新进展. 北京:中国人民大学出版社,2008:1 - 30.
[30]李博柏,魏昂德. 政党庇护下的职位升迁:通向中国管理精英的庇护性流动之路(1949 - 1996)[C]//边燕杰,吴晓刚,李路路,主编. 社会分层与流动:国外学者对中国研究的新进展. 北京:中国人民大学出版社,2008:200 - 230.
[31]边燕杰,舒晓玲,罗根. 共产党党员身份与中国的变迁[C]//边燕杰,吴晓刚,李路路,主编. 社会分层与流动:国外学者对中国研究的新进展. 北京:中国人民大学出版社,2008:231 - 263.
[32]SZELENYI I,KOSTELLO E. The Market Transition Debate: Toward a Synthesis? [J]. American Journal of Sociology, 1996, 101(4):1082 - 1096.
[33]徐勇. 反贫困在行动:中国农村扶贫调查与实践[M]. 中国社会科学出版社, 2015:7.
[34]刘精明. 生活机会分配与社会心理[C]//李路路,边燕杰,主编. 制度转型与社会分层:"基于 2003 年全国综合社会调查". 北京:中国人民大学出版社,2008:299 - 332.
[35]吴炜. 青年群体的社会流动预期研究[J]. 南通大学学报(社会科学版),2016,32(2):132 - 139.
[36]丁颖,王存同. 流动与固化:我国代际职业地位传递分析[J]. 当代财经,2017(2):3 - 11.
[37]王春光,赵玉峰,王玉琪. 当代中国农民社会分层的新动向[J]. 社会学研究,2018,33(1):63 - 88 + 243 - 244.
[38]HANLEY E. Self-Employment in Post-Communist Eastern Europe: A Refuge from Poverty or Road to Riches. Communist and Post-Communist Studies, 2000(33):379 - 402.
[39]宁光杰. 自我雇佣还是成为工资获得者? —中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异[J]. 管理世界,2012(7):54 - 66.
[40]曲兆鹏,郭四维. 户籍与创业:城乡居民自我雇佣的差异研究—来自 CGSS2008 的证据[J]. 中国经济问题,2017(6):72 - 86.

[41]朱志胜.农民工的自我雇佣选择与市场回报—基于2014年全国流动人口动态监测调查数据的实证检验[J].人口与经济,2018(5):100-112.
[42]WILLIAMS D R. Consequences of self-employment for women and men in the United States[J]. Labour Economics, 2000, 7(5):665-687.
[43]REID S W, PATEL P C, Wolfe M T, et al. The struggle is real: self-employment and short-term psychological distress[J]. Journal of Business Venturing Insights, 2018, 9:128-136.
[44]PATEL P C, WOLFE M T, WILLIAMS T A. Self-employment and allostatic load[J]. Journal of Business Venturing, 2018: https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2018.05.004.
[45]黄志岭.自我雇佣能否提高农民收入[J].农业经济问题,2017,38(11):40-47+111.
[46]申云,贾晋.香烟社交、圈子文化与居民社会阶层认同[J].经济学动态,2017(4):53-63.

# The Effect of Self-employment on Anticipation of Peasants' Social Mobility

XIE Qiu-shan
(*School of Public Administration*, *Xiangtan University*, *Xiangtan* 411105, *China*)

**Abstract**: The article uses data of Chinese General Social Survey 2015 (CGSS2015) and adopts the Ordinal Logit Model to explore the effect of self-employment on peasants' social mobility. The quantitative findings are: the things that peasants are hard to perceive and touch, for example, father generation's education level, political identity and the perception of opportunity equity, have no effect on peasants' social mobility, while the more tangible things, such as self-employment, housing property and the social status of original family have significant influence on peasants' social mobility. To be more specific: Compared to the non-self-employed, the self-employed may have a higher probability to a downward mobility; Compared to those with no community housing property, those who have community housing property have a higher probability of upward or paralleled mobility; the higher the social status the original family belongs to, the higher probability of upward or a paralleled mobility the peasants may have. The future policy should focus on enhancing peasants' ability to withstand market risks in the process of self-employment, as well as increasing peasants' income and improving peasants' living conditions.

**Key Words**: self-employment; social mobility; housing property; the perception of opportunity equity; market opportunity