

人民公社时期生产队差异与农户收入： 基于分层线性模型分析*

黄英伟 张晋华

内容提要: 本文基于生产队收益分配数据, 利用分层线性模型(HLM), 计算了人民公社时期由于所在生产队不同而导致的农户间收入差异。结果表明, 生产队因素可以解释农户间收入差异的三分之一强(37.73%)。将生产队影响因素分解为结构性因素(现代生产要素采用)和制度性因素(国家提取比例)后发现, 现代生产要素采用越多、生产队农业生产能力越强, 越有利于提高农户收入; 国家提取比例越低越有利于农户收入提高。本文首次计算了生产队层次对农户收入的影响, 有利于理解人民公社的效率损失等问题。

关键词: 人民公社 收入差异 工分制 生产队档案

一、引言

20世纪70年代末的中国农村改革是当代中国历史上重大事件之一。相对于改革开放后中国农业取得的成功, 改革开放前集体农业的低效率一直是学界研究的热点。对集体效率低下最有影响的解释之一是收入分配的平均主义。^①然而以往的研究都是基于同一个生产队内部的农户间收入的比较, 对于生产队之间的比较则较为罕见。本文将从生产队层次考察农户收入差异, 即生产队所拥有的“资源禀赋”对农户收入的影响程度和影响途径。

生产队规模较为稳定时期(1962年以后)的核算单位主要为生产队。^②生产队类似一个大家庭, 掌管着队里的所有生产和分配, 每个生产队的成员只能在队里付出劳动然后从队里取得收入。由于生产队之间存在差异, 就会出现即使两个农民具有相同的劳动能力并付出同样的劳动时间和劳动强度, 如果分别在不同的生产队中, 则可能取得的收入完全不同。因此, 农户收入的差异不仅与农户本身的特征相关, 还与其所在的生产队高度相关, 这是以往研究所忽视的。

我们采用生产队收入分配档案进行了验证。选取的样本为1974年江苏省南京市的祖堂生产大

【作者简介】黄英伟, 中国社会科学院经济研究所副研究员, 北京, 100836, 邮箱: yingweihuang@163.com; 张晋华, 浙江工业大学经贸管理学院讲师, 杭州, 310018, 邮箱: 61462751@qq.com。

* 本文系中国社会科学院创新工程项目“中国传统经济再研究: 以制度转型为视角”(13012CASSIE)和国家社科基金后期资助项目“人民公社时期农户收入研究”(15FJL004)的阶段性成果。

① Dennis L. Chinn, “Income Distribution in a Chinese Commune”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 3, No. 2, 1978, pp. 246 – 265; L. Putterman, *Continuity and Change in China’s Rural Development: Collective and Reform Eras in Perspective*, New York: Oxford University Press, 1993; L. Putterman, “Effort, Productivity, and Incentives in a 1970s Chinese People’s Commune”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 14, No. 1, 1990, pp. 88 – 104; B. Hsiung and L. Putterman, “Pre- and Post-Reform Income Distribution in a Chinese Commune: The Case of Dahe Township in Hebei Province”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 13, No. 3, 1989, pp. 407 – 445; J. Kung, “Egalitarianism, Subsistence Provision, and Work Incentives in China’s Agricultural Collectives”, *World Development*, Vol. 22, No. 2, 1994, pp. 175 – 187.

② 本文的“生产队”即通常所指的“生产小队”, 下同。

队,该大队包含13个生产队、392户。^① 选取一个生产大队的好处是可以排除地理气候等条件差异的影响。^② 首先,分别从生产大队层次和生产队层次计算农户收入差异,了解不同计算方式下的不平等程度;其次,利用分层线性模型(HLM)计算生产队所拥有的“资源禀赋”对农户收入的影响;最后,对影响农户收入的生产队因素进行分解。我们发现,在生产大队层面上计算的农户间的不平等程度更高,以生产队核算的基尼系数是0.207,而以生产大队核算的基尼系数是0.266;分层线性模型研究发现,生产队因素可以解释农户间收入差异的37.73%,超过三分之一强;同时分层线性模型很好地区分了结构性因素与制度性因素的影响,现代生产要素(如肥料)代表结构性因素,国家从生产队收入中提取的比例代表制度性因素,在一个生产队中现代生产要素采用越多则农户收入越高,国家提取比例越低则越有利于农户收入提高。

本文首次考察了生产队层面对农户收入的影响,这一研究将有利于理解中国农业集体经济的众多相关问题:首先有助于理解生产队在农户收入中所起的作用及其途径;其次有助于解释集体经济的效率低下,因为集体经济时期缺乏人口流动性,农户收入受集体资源影响较大,灵活性较差;最后有利于理解1962年之后核算单位从生产大队下放到生产队的原因。

本文接下来的第二部分将介绍人民公社的历史背景和数据情况,第三部分是对生产大队层次和生产队层次收入差异的描述报告,第四部分将计算生产队对农户收入的影响程度,第五部分将分析生产队对农户收入的影响途径,第六部分是结论。

二、历史背景与数据

(一) 人民公社的发展历史

中国农村人民公社由高级农业生产合作社转化而来,在1958年8月末到11月初的三个月时间内,通过高级社的快速合并,全国约有24000个人民公社,约包含了中国总农户的99%。之后农业出现了三年危机,农业总产值1959年下降了14%,1960年又下降了12%,1961年继续下降了2.5%。^③ 为了应对农业危机,中央政府于1962年不得不将农业生产核算单位从生产大队下放到生产队。因此学者将1962年前的人民公社称为“大公社”时期,^④之后称为核算单位下放后的人民公社,即通常所称的人民公社。此后人民公社的各项政策制度相对来说比较稳定。^⑤ 稳定时期的生产队规模大概维持在30—40户。最终,人民公社由于自身农业生产效率不高,于1979年开始被家庭生产责任制取代。

(二) 人民公社生产分配制度

人民公社实行“统一管理、统一分配,生产资料归集体所有”的“一大二公”制度。^⑥ 人民公社的所有生产资料,如种子、化肥、生产工具、耕畜等等,都归集体所有,由集体统一安排使用,甚至人民公社社员的劳动也归集体统一调配。此时是高度的计划经济,生产队的种植结构、种植品种、何时种植、种植多少等等都按上级单位的计划执行。社员的劳动地点、劳动时间、劳动内容同样也是按照计

^① 人民公社内部采取三级管理体制,即最高级的为公社,相当于现在的乡镇,公社之下为生产大队,相当于现在的村级组织,最低级的为生产队,类似于现在的村民小组,生产队大约由30—40户农户组成。

^② 当然即使是同一个生产大队,土地的好坏也有差异,但相对来说要小得多。

^③ 林毅夫《制度、技术与中国农业发展》,上海:生活·读书·新知三联书店2005年版,第6页;[美]彭尼·凯恩著,毕健康等译《中国的大饥荒(1959—1961):对人口和社会的影响》,北京:中国社会科学出版社1993年版。

^④ 辛逸《试论大公社所有制的变迁与特征》,《史学月刊》2002年第3期;辛逸《简论大公社的分配制度》,《中共党史研究》2007年第3期;辛逸《对大公社分配方式的历史反思》,《河北学刊》2008年第4期。

^⑤ 虽然之间还经历了“农业学大寨”等运动,但人民公社的主要制度设置基本没变。

^⑥ 张乐天《告别理想:人民公社制度研究》,上海人民出版社2005年版,第270—274页;罗平汉《农村人民公社史》,福州:福建人民出版社2006年版,第64—68页。

划进行的。人民公社时期实行“三级分配制”,即国家税收、集体提留和社员分配三级分配制。^①在分配时,国家、集体和社员三者之间的分配比例关系也是上级单位制定的,生产队一级无权改变。社员间的分配以家庭人口和家庭劳动工分为依据进行,通常两者比例为7:3或8:2等,即将所有可分配之物分成两部分(如7:3形式),则70%的部分按人口平均分配,30%的部分根据劳动工分分配。^②

(三) 数据

本文采用的数据来自江苏省东善公社祖堂大队收益分配档案,所属年份为1974年。^③该生产大队包含13个生产队、392个农户,是目前为止学术界所发现的该时期较好的数据之一,同时也为我们检验生产队层面对农户收入的影响提供了难得的数据集,据我们所知这在学界尚属首次。

祖堂大队距南京市中心仅15公里,属城市郊区村,以种植水稻、小麦为主。13个生产队中,平均每队30户、每户4.3人和2.2个劳动力,人口劳动比约为1.95,^④9岁以下人口占总人口的21.58%(见表1)。^⑤生产队收入包括农业收入、副业收入和其他收入,其中农业收入占绝大部分(约85%),副业收入只占14.51%;在农业收入中主要是粮食收入,占76.05%。粮食收入比例和副业收入比例表示种植结构和产业结构。生产队支出包括农业支出、副业支出、其他支出和管理费,其中农业支出占绝大比例。在农业支出中,又包括种子、肥料、机械费用等,其中肥料支出占32.27%,机械等费用支出占20.01%。管理费支出占总支出的2.97%。肥料支出和机械支出表示生产资料的现代化程度,管理费说明行政运行的成本。分配部分包括国家税金、集体积累和社员分配,其中社员分配部分最为主要,这也是社员的全部生活来源,社员分配占总分配的80.31%,国家提取比例为2.97%。社员分配比例表示分配结构。

此外,1974年祖堂大队平均每个劳动力的单价为0.62元,即整劳动力劳动一整天为0.62元,每个队之间的差异较大,最少仅为0.34元,最多的为0.93元。每劳动力全年可分配的所有实物和现金总和折算为现金平均为246.09元,这就是当时的全部所得。

表1 生产队层次的各种统计量

变量	均值	标准差	最小值	最大值
基本情况				
户数(户)	30.12	11.63	16	63
户均人口(人)	4.29	2.14	1	11
户均劳动力(人)	2.18	1.24	0	7
劳力与人口比(%)	50.82	6.38	32.00	56.00
9岁以下人口比例(%)	21.58	4.93	14.49	29.91
收入部分				
粮食收入在农业收入中比例(%)	76.05	14.60	30.78	88.57

^① 辛逸《农村人民公社分配制度研究》,北京:中共党史出版社2005年版,第41页;黄英伟《工分制下的农户劳动》,北京:中国农业出版社2011年版,第50页。

^② 徐卫国、黄英伟《人民公社时期农户劳动报酬实物化及其影响——以20世纪70年代河北某生产队为例》,《中国经济史研究》2014年第4期。

^③ 关于人民公社生产队档案资料的介绍,见黄英伟《集体化时期农村经济档案论述——以江苏祖堂大队为例》,《古今农业》2012年第4期;行龙、马维强、常利兵《阅档读史:北方农村的集体化时代》,北京大学出版社2011年版。

^④ 人口劳动比能反映家庭人口结构,也决定家庭经济状况,特别是在主要靠体力劳动为生的时期,见[俄]恰亚诺夫著,萧正洪译《农民经济组织》,北京:中央编译出版社1996年版。

^⑤ 在人民公社时期,9岁以下人口通常在分口粮时会进行不同比例的折算,如1—3岁是成年人的50%,4—6岁是成年人的80%等等。

续表 1

变量	均值	标准差	最小值	最大值
副业收入在总收入中比例(%)	14.51	7.02	8.18	30.51
支出部分				
肥料在农业支出中比例(%)	32.27	6.80	20.80	41.70
机械等费用在农业支出中比例(%)	20.01	5.80	7.27	29.24
管理费在总支出中比例(%)	2.97	0.71	1.68	4.20
分配部分				
国家提取比例(%)	2.97	0.71	1.68	4.20
社员分配比例(%)	80.31	3.60	76.65	89.12
劳动单价(元)	0.62	0.18	0.34	0.93
社员分配每劳力(元)	246.09	68.83	123.00	376.00
9岁以下口粮比例(%)	56.52	0.01	56.51	56.55

资料来源:江苏省祖堂大队1974年档案资料(年终收益分配表)。本文不加说明的数据均来源于此。

三、生产大队与生产队层次核算的收入描述

在模拟生产队层次影响农户收入程度和如何影响之前,我们先进行较为直观地描述性统计。首先比较各生产队间平均收入,然后假设以生产大队为核算单位计算收入差异,最后再以生产队为核算单位计算收入差异。

图1显示了13个生产队各队的平均收入水平(分别以1—13号为代表),以及整个生产大队的平均收入(为121.1元,以14号为代表)。13个生产队中,平均收入最高的为4队209.4元,平均收入最低的为11队66.0元,平均收入最高的生产队是收入最低的3.2倍。各队之间标准差为67.97元,可见各生产队间平均收入差异较大。

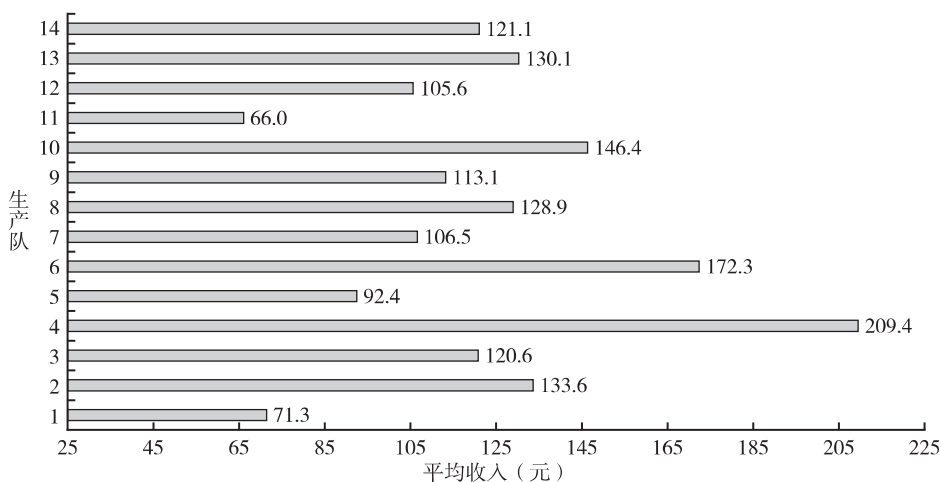


图1 祖堂大队各生产队的平均收入

说明:标号14的为平均收入,其余1—13分别对应1—13号生产队。

(一) 生产大队层面核算情况

我们首先打破生产队界线,假设以生产大队为核算单位,计算祖堂生产大队农户收入差异程度。我们的计算覆盖多种衡量收入差异的指标,具体包括分位收入比值、阿克金森指数(Atkinson index)、基尼系数(Gini index)、泰尔指数(Theil index),这些指数能很好地反映收入差异程度。计算的层级在生产大队,但计算的单位是农户,也就是全生产大队的农户间的比较。

分位收入是指将全体研究对象按收入高低进行排序,然后比较各分位点的收入水平。比较90分位与10分位的收入,二者比值高达3.58,也就是处在90分位的高收入者的收入水平是处在10分

位低收入者的 3.58 倍。90 分位与 50 分位的比值也达到 1.88; 75 分位与 25 分位的比值为 1.91, 即上中等的收入是下中等收入的 2 倍左右。特别值得注意的是, 通常反映收入差异的基尼系数显示差异程度为 0.266, 相对来说这一时期的收入分化程度较小, 这和已有研究较为符合。^① 另外两个指数, 泰尔指数和阿克金森指数, 虽然在解释含义上同基尼系数有所差别, 但所反映的情况同基尼系数是一致的(见表 2)。

表 2 祖堂大队农户收入不平等指数

p90/p10	p90/p50	p10/p50	p75/p25	p75/p50	p25/p50
3.580	1.883	0.526	1.914	1.372	0.717
GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	Gini	
0.618	0.134	0.115	0.120	0.266	
A(0.5)		A(1)		A(2)	
0.05875		0.12548		0.55289	

(二) 生产队层面核算情况

上面的计算是在假设核算单位是生产大队的条件下得出的, 该计算忽略了生产队自身的“资源禀赋”, 然而实际的核算单位是生产队。现对实际核算情况进行收入差异计算, 结果如表 3 所示。基尼系数显示, 13 个生产队的收入差异各异。收入差异最小的是 11 号生产队, 其基尼系数仅为 0.14, 而收入差异最大的是 10 号生产队, 其基尼系数达到 0.25。

我们需要重点关注的是, 以生产队为核算单位的所有基尼系数均小于以生产大队为核算单位的计算结果(0.266)。这说明在生产队内部农户间的收入差异程度较小, 而生产队间的收入差异变化较大, 换句话说就是生产队的不同而导致了生产队间的差异, 而生产队自身的“资源禀赋”正是造成这种结果的原因。

表 3 各生产队内的收入差异

生产队	GE(-1)	GE(0)	GE(1)	GE(2)	Gini
1	0.09815	0.08653	0.08661	0.09668	0.22535
2	0.32690	0.15534	0.10941	0.09672	0.24285
3	6.20628	0.18006	0.08874	0.08112	0.22197
4	0.05668	0.05445	0.05537	0.05966	0.17447
5	0.34027	0.10157	0.07131	0.06726	0.19485
6	0.06520	0.06001	0.05774	0.05788	0.19066
7	0.07818	0.07062	0.06775	0.06869	0.20529
8	0.10581	0.08004	0.07456	0.07945	0.20395
9	0.84183	0.11936	0.07753	0.06938	0.19998
10	0.16311	0.11039	0.09982	0.10232	0.24906
11	0.03227	0.03063	0.03018	0.03070	0.13650
12	0.54348	0.09481	0.07041	0.06973	0.19790
13	0.10710	0.09733	0.09545	0.10012	0.24483

说明: 数据均已加权处理。

四、分析工具与生产队对农户收入的影响程度

(一) 分析工具

基于上面的分析, 我们发现农户收入与两个层次(家庭和生产队)的特征有关,^②因此我们选用

^① K. Griffin and A. Saith *Growth and Equality in Rural China*, Singapore: Koon Wah Printing Pte. Ltd, 1981; Li Huai Yin, “Everyday Strategies For Team Farming In Collective-Era China: Evidence From Qin Village”, *China Journal*, No. 54, 2005, pp. 79-98.

^② 家庭层次特征包括家庭成员的年龄、劳动力数量、人口数量、男女性别结构等; 生产队特征包括所拥有的机械、化肥、种植结构、分配比例等等。

适合两层数据的分层线性模型(Hierarchical Linear Models,简称HLM)。^①

选用HLM模型的原因是,常规的统计分析仅能对单一的分析单位进行分析,研究的是变量之间的关系。常规分析的前提存在一个潜在的假定,即各案例之间都是完全独立的。线性回归分析的基本先决条件是线性、正态、方差齐性以及独立分布。但分层数据在不同族群之内的案例会相互影响、并不独立,存在很强的同质性(组内相关),因此并不符合常规分析要求的案例之间的独立性假定,这样统计出来的结果就会出现偏差,且统计检验也失去了有效性。

对于分层数据而言,并不要求方差齐性和独立分布,同时还可以使研究者估计各层面上的变化,以及各层面之间的关系。分层模型是在一个普通模型中通过嵌套子模型来对不同层次的变量进行分析。我们分析的农户家庭收入和生产队特征就是这样的数据结构,因此应用分层模型来分析是较为合适的。

(二) 生产队对农户收入的影响程度

首先我们需要用数据判断应用HLM模型是否必要,我们用空模型来实现这一目的。空模型(Null Model)指各层方程中都不设自变量的模型,它又可称为随机效应的单因素方差分析(One-way ANOVA with random effect)。通过空模型的分析,可以将农户收入的总方差分解到不同层次,也能判断进行分层分析是否必要。与此同时,可以得出两层随机方差各占总方差的比例分布,这样便可以确定各层次的影响,即可以得出农户和生产队两个层面各自的影响。

本研究采用HLM 6.02软件^②进行农户收入的分层分析。根据该软件在分析两层线性空模型时提供的第一层方差分量和第二层方差分量,便可以计算出生产队级(第二层)方差在总方差中的比例。这一比例在分层线性模型中又称为组内相关系数。如果组内相关系数值越大,说明农户收入的总方差中生产队级方差所占比例越大,因此用生产队级变量来加以解释的可能性就越大。并且这种情况还意味着,仅对农户收入进行个体层次变量的常规回归分析,其结果将会产生较大偏差,所以这时正是分层模型发挥作用的时候。如果这一方差比例极小,便表明生产队级之间差异极小,那么也就意味着生产队级模型其实没有什么可以解释的余地。

此分析可以使人们看清不同层级的影响,并且能够清晰地给出一个定量的指标来表示不同层级所导致的收入差异占总差异的份额,这样就能够较清晰地看清不同层级在总差异中所占的比例。其具体模型如下:

第一层模型:

$$INCOME_T = \beta_0 + \gamma \tag{1}$$

第二层模型:

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \mu_0 \tag{2}$$

总模型:

$$INCOME_T = \gamma_{00} + \mu_0 + \gamma \tag{3}$$

其中 $INCOME_T$ 作为因变量表示总收入,是将要被分解的变量, β_0 为第一层截距,表示生产队的收入均值, γ 为随机效应, γ_{00} 为第一层截距在第二层的固定效应, μ_0 为第二层的随机效应。在空模型中不加入任何变量,利用此模型检验总方差的分布,分解结果如表4所示。

① 有关分层数据结构和分层模型的简介,参见郭志刚、李剑钊《农村二孩生育间隔的分层模型研究》,《人口研究》2006年第4期;郭志刚《对2000年人口普查出生性别比的分层模型分析》,《人口研究》2007年第3期;杨菊华《多层模型在社会科学领域中的应用》,《中国人口科学》2006年第3期 [美]S. W. Raudenbush and A. S. Bryk 著,郭志刚等译《分层线性模型:应用与数据分析方法(第2版)》北京:社会科学文献出版社2007年版;S. W. Raudenbush and A. S. Bryk, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, Second Edition*, London: Sage Publications, Inc., 2002.

② S. W. Raudenbush, A. S. Bryk, Y. F. Cheong, R. Congdon and M. Du Toit, *HLM6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, SSI: Scientific Software International, Inc., 2004.

表 4 分层级对农户收入差异的分解

固定效应	系数	标准误			
平均收入	122.264	10.564			
随机效应	方差成分	占总方差的份额	自由度	卡方	P 值
层级-2 效应(生产队间)	36.329	37.73%	12	122.820	0.000
层级-1 效应(生产队内)	59.965	62.27%			

说明: 因考虑到样本量较少, 为了保证估计的有效性, 这里并没有对收入取对数处理, 因此我们得到的估计系数较大。第一层样本量为 392 个, 第二层样本量为 13 个。

由表 4 可以看出, 截距收入的平均数为 122.26, 即固定效应为 122.26, 也就是说所有农户的平均收入为 122.26 元, 标准误为 10.56。其平均值的计算结果与图 1 展示的结果极为接近, 说明我们的估计是可靠的。在方差成分中我们看到, 组内方差(生产队内)为 59.97, 组间方差(生产队间)为 36.33, 进一步的解释为, 由于生产队这级组织(层二)的存在导致农户收入的差异(方差差异)为 36.33, 而由于农户本身特征(层一)所导致的收入差异为 59.97。卡方值为 122.820, 在 12 个自由度情况下 P 值极其接近于 0, 证明生产队间收入差异十分显著。

根据分层模型 HLM 的优势, 我们可以进一步得出方差成分在两个层级的分布, 即生产队和农户层次各对总方差的解释度。结果显示, 生产队间效应比例为 37.73%, 生产队内的效应比例为 62.27%。换句话说, 因为农户所在的生产队不同造成的农户收入差异的比例为 37.73%, 这一比例超过了三分之一强, 可见不同生产队对农户之间的收入差异有较大影响, 并且这种影响是不能忽视的。这一结果也说明我们接下来的研究是有意义的。

HLM6.02 软件还可以直接输出另一个重要指标: 可靠性(reliability, 也称信度系数)。^① 可靠性越高, 说明误差的方差越小, 表明模型拟合的估计值与农户收入的真实值越接近。一般来讲, 只有当可靠性小于 0.10 时, 我们才将模型中的随机误差项设置成为固定值。我们的计算表明该随机系数的信度系数为 0.91, 说明此估计的可信度非常高。

五、生产队对农户收入差异的影响途径

(一) 模型

生产队对农户收入的影响程度超过三分之一, 接下来需要探讨的是影响途径如何? 我们认为生产队对家庭收入差异的影响有两个机制: 其一是不同生产队因其自身所拥有的各种资本的不同而直接导致生产队之间整体收入水平的差异; 其二是不同的生产队特征导致不同的家庭特征对收入的回报率在不同的生产队之间的差异。这两种机制的影响逻辑与影响路径并不相同, 前者直接造成了不同生产队间平均的收入差异, 而后者则造成了不同生产队间同样的家庭特征对收入的影响受制于其所在的生产队特征, 并形成了这些特征收入回报率在生产队间的差异。据此, 我们建立一个在两个层次都加入自变量的多层线性回归模型(将截距和斜率作为估计结果的回归模型)。

其模型分别为:

第一层模型:

$$INCOME_T = \beta_0 + \beta_1(RP) + \gamma \tag{4}$$

方程(4)中 $INCOME_T$ 为总收入, β_0 为截距项, RP 为劳动力数量与人口数量的比例, 即家庭劳

^① 随机系数的信度计算公式为: $\tau_{kk} / (\tau_{kk} + \frac{1}{n_j})^{n_j/N}$ 的加权平均数。一般该数值大于 0.5 即可。

动供养比例,当劳力与人口比例小时说明每个劳动力需要供养的家庭人口较多,则其家庭收入应该较少,也就是说 RP 的回归系数 β_1 应该为正, γ 为随机项。

方程(4)是在方程(1)的基础上加入了劳动与人口比例 RP ,目的是想考察在农户层次加入家庭人口结构因素后,该变量对家庭收入的影响。众所周知,人民公社时期的自由市场被关闭、人口流动受到限制,农户的大部分收入来源于集体。已有研究发现农户劳动投入多少与其家庭人口结构有极大的相关性。^①因此,本文将劳动力与人口比作为家庭结构的重要代表变量。

第二层模型:

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01}(R_FERTAG) + \gamma_{02}(VAL_LABO) + \mu_0 \quad (5)$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \gamma_{11}(R_FERTAG) + \gamma_{12}(VAL_LABO) + \mu_1 \quad (6)$$

其中 R_FERTAG 为肥料花费在农业总支出中的比例,此变量可代表生产队对先进农业生产要素的采用情况,如其比例较高则说明该生产队对先进生产资料的采用率较高。根据先进生产资料将带来较高的农业生产率原则,以及较高的农业生产率将带来较好的农业收入,从而导致农户收入增加的规律,我们估计肥料支出比率将与农户收入呈正相关关系。

VAL_LABO 为劳动单价,即各生产队每个劳动日的劳均价值。在生产队中,农户收入等于该农户的劳动工分与生产队的工分值之间的乘积,每个农户的工分数多少只有在本生产队内才有与其他农户比较的意义,与其他生产队的农户没有可比性。严格地说,工分值在各生产队间没有可比性,但我们可以做较粗略地近似比较。劳动单价高的生产队,其队中的农户可能会有较高的收入。劳动单价能够很好地代表生产队的生产能力。

通过层一模型和层二模型,我们可以计算出层一中劳动与人口比经由生产队的先进资料采用情况和生产队的生产能力所表现出的回报率。即农户特征如何通过生产队特征而影响了家庭收入。

(二) 结构性因素

在加入一个生产队层面变量会损失一个自由度的情况下,为了保证估计的可靠性,我们不能同时将多个变量放入模型中而只能逐个检验,结果发现多数变量均不显著(这可能是出于数据较少的的原因)。我们剔除那些不太显著的变量,最后得出表5的结果。

固定效应表示引入到模型中的层级一(农户)和层级二(生产队)的自变量对于收入的影响效应,随机效应表示这些进入模型的自变量所没有解释的收入差异。表5中最左列给出的自变量分为两个层级,其中层级一(农户特征)的自变量用黑体并突出显示,而嵌套在层一下的层二变量用缩进格式表示。注意,所有层级一自变量下的截距项的回归系数表示的是农户特征对于收入的影响效应,而其余的层二自变量回归系数表示的是生产队特征对于农户特征影响收入效应的调整效应。

对于平均收入项,肥料支出比例、劳动单价与平均收入均正相关,说明生产队采用的现代生产要素越多,则平均收入越高;生产队农业生产能力^②越强,则平均收入越高。

^① 黄英伟、陈永伟、李军《集体化时期的农户收入:生命周期的影响——以河北省北街2队为例》,《中国经济史研究》2013年第2期;黄英伟《工分制下的农户劳动》;张江华《工分制下的劳动激励与集体行动的效率》,《社会学研究》2007年第5期;李怀印:《乡村中国记事:集体化和改革的微观历程》北京:法律出版社2010年版。

^② 农业生产能力用劳动单价表示,劳动单价是扣除成本以后的收益与全队全年劳动的比值,可以近似看成是农业生产能力,当然这里面的影响因素很多,比如生产队经营状况、队长的个人能力、气候条件、地理条件等。实际上我们可以把它当作一个黑箱,不管里面到底是什么,结果是我们看到了一个可以衡量生产队最终生产情况的量。

表 5 生产队结构性因素对农户收入的影响

固定效应	回归系数	标准误	t 比率	P 值
平均收入				
截距	-41.686	24.775	-1.683	0.123
肥料支出比例	1.139	0.568	2.004	0.072
劳动单价	204.244	22.377	9.128	0.000
劳力与人口比值				
截距	0.186	99.023	0.002	0.999
肥料支出比例	-0.011	2.243	-0.005	0.996
劳动单价	262.617	88.496	2.968	0.015
随机效应	方差成分	自由度	卡方	P 值
平均收入	131.569	10	37.979	0.000
劳力与人口比值	2 103.862	10	37.520	0.000
层级 -1 效应	1 378.683			

农户特征的影响。层一自变量下面的截距项的回归系数就是农户特征对于收入的影响效应。结果表明,劳力与人口比对收入的影响是正向的,但遗憾的是其统计并不显著。

生产队特征的影响。该层次表明农户特征的影响效应是如何随生产队的特征而变化的,这些结果是由层一自变量下面的层二自变量的回归系数来显示的。我们发现在劳力与人口比值下,劳动单价对劳力与人口比值的收入回报率产生较强的正向影响。劳动单价使劳力与人口比值对收入的回报率增加 262.62,这个结果显示出在劳动单价越大的生产队中,其家庭人口结构对收入的回报率越大。劳动单价高说明生产队的生产经营状况较好,则劳动者的收入会更高,而收入高更能有效调动劳动者的积极性,从而形成良性的互动循环。从随机效应看,无论是截距项还是层一变量项,其效应都较为显著,因此我们还需要对解释变量进行更多解释。

(三) 制度性因素

如果生产资料采用情况可以被看作是结构性因素的话,那么社员分配比例可以作为制度性因素处理。制度性体现在人民公社的收入分配制度上,可以简单归纳为人民公社时期农户收入在三个层次上的分配比例,即国家、集体和个人。通常国家规定了三者之间分配的大概比例,具体实施过程中要看当地的实际情况,可在原定比例基础上小幅波动。虽然在一个相同生产大队,但三者之间的分配比例却有一定的差别。一般来讲,社员分配比例越高,则社员劳动所获得的回报越大,从而会导致其劳动的积极性越高,因此我们估计社员分配比例会对收入有正向影响。结果如表 6 所示。

表 6 制度性因素对农户收入的影响

固定效应	回归系数	标准误	t 比率	P 值
平均收入				
截距	566.113	223.662	2.531	0.028
社员分配比例	5.524	2.781	1.986	0.072
劳力与人口比值				
截距	979.161	403.706	2.425	0.034
社员分配比例	10.148	5.021	2.021	0.068
随机效应	方差成分	自由度	卡方	P 值
平均收入	1 148.776	11	294.639	0.000
劳力与人口比值	3 032.881	11	77.949	0.000
层级 -1 效应	1 375.956			

在平均收入项下,社员分配比例对收入的作用系数为 5.52;在劳力与人口比值项下,社员分配比例使得劳力与人口比值对收入的回报率为 10.15,且统计显著。从数值上看,如果 A 生产队比 B 生产队的社员分配比例高 1 个百分点,那么每增加 1 个劳力与人口比值,则 A 生产队比 B 生产队的平均收入将增加 10.15 元。这说明各生产队的分配比例显著影响农户收入,国家提取部分越少,越有利

于农户增收。

模型总体可信系数 β_0 为 0.958 β_1 为 0.805。但是劳力与人口比值在生产队层次上的变差并没有得到很好的解释,还需要继续寻找其他的变量进行解释,这也将是下一步研究的重点内容。

至此,我们将农户特征、生产队特征通过结构性以及制度性因素对农户收入产生的影响进行了计量分析,得出的结果较有力地解释了各变量的影响。生产队自身特征和农户特征经由生产所表现出的特性共同影响了农户收入,其中结构性因素和制度性因素共同起了作用。

六、结论

中国农业集体制最终走向解体,学界对此的解释之一是,收入的平均主义不利于农民的劳动激励,^①但已有研究均忽略了生产队的作用,本文弥补了这一不足。经由极为难得的生产队保存的原始档案数据,并利用 HLM 模型,我们计算了生产队对农户收入差异的影响程度和影响途径。

总体来说,生产队可以解释农户收入差异的三分之一强,这种影响是通过结构性因素(如肥料采用量等)和制度性因素(国家税收比例等)双重作用的,现代生产要素(如化肥)采用越多、国家税收越少,则越有利于提高农户收入。

在公社、生产大队和生产队三级管理的体制设置下,每个农户都被严格划分到相应的生产队,从此该农户的所有经济活动都被限制在生产队内,这就使得农户的收入与所在生产队绑在一起,“同呼吸、共命运”。“资源禀赋”相对好的生产队,其社员收入就高,这会导致在同一个生产大队中相对不好的生产队中的社员感觉不公又无力改变,进而导致偷懒、磨洋工等。对于相对好的生产队中的社员来说,他们当然不想让其他生产队成员分享他们的的好处,这可能是 1962 年核算单位下放的原因。更进一步农村改革的成功,可能与去除了生产队的限制有关。

The Difference of Production Team and Household Income under People's Commune: Analyze based on HLM Model

Huang Yingwei Zhang Jinhua

Abstract: Based on income and distribution data of production team, using HLM model, this paper calculates the difference of household income made by the existence of production team. The paper shows: there are more one third (37.73%) can be explained by production team. Decomposing the influence factors of production team into structural factor (modern production factors) and institutional factor (state tax), this paper finds that with the more modern production factors adopting and the powerful agriculture production of production team owning, the household earned more income. Low proportion of state tax was beneficial for improving household income. This paper is the first analysis on the effect of production team to household income and also beneficial to understand the inefficiency of people's commune.

Key Words: People's Commune; Income Difference; Work-point System; Production Team Account File

(责任编辑:王姣娜)

^① B. Hsiung and L. Putterman, "Pre-and Post-Reform Income Distribution in a Chinese Commune: The Case of Dahe Township in Hebei Province", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 13, No. 3, 1989, pp. 407-445; J. Kung, "Egalitarianism, Subsistence Provision, and Work Incentives In China's Agricultural Collectives", *World Development*, Vol. 22, No. 2, 1994, pp. 175-187.