

农民创业对农村收入不平等与贫困的影响研究

韦吉飞

(西南大学 教育学部教育经济与管理系,重庆 400715)

摘要:基于农村微观家庭数据,用基尼系数分解法和收入模拟法研究了农民创业对农村收入不平等及贫困的影响。结果表明:农民创业活动对缓解农村的贫困化程度具有正向的推动作用,即有利于农村贫困家庭收入的提高;但另一方面,农民创业会加剧农村收入不平等。

关键词:农民创业;收入不平等;贫困;影响

中图分类号:F304.8 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2013)02-0016-07

一、研究背景

自1978年,发轫于安徽凤阳小岗村的家庭联产承包责任制的普遍推广,极大释放了农村受压抑的生产力,促进农村经济的快速发展。改革开放前几年农村经济迅猛发展的势头,缩小了与城市的差距,但随着制度创新带来的效率的逐渐减弱和城市偏向思维的泛滥,从1986年开始农村经济增长速度出现回落,此后很长时期内,农民收入增长速度远低于城市,城乡的差距随着改革的深入而不断拉大,矛盾趋于激化,直至今日形成的“农村、农业、农民”“三农”问题,已成为中国经济发展的体制性瓶颈。在这种背景下,大量学者研究农村地区收入差距与贫困问题、城乡矛盾问题等。如万广华等^[1]以回归为基础的分析框架,将总收入分解为地带内不平等和地带间的不平等,分析中国东、中及西部三大地带1985-2002年地区间收入差距不断扩大的根本原因,研究认为地带间的不平等扩大速度要大于地带内的不平等扩大速度,前者的贡献率一直保持在60%以上,资本对不平等的贡献率逐年上升,人力资本及农村工业化等的贡献率在下降;在另外一项研究中,万广华等^[2]引用广东、湖北和云南3省的数据,研究中国农村收入不平等问题,结果表明地理位置和资本在农民收入不平等中有重要作用,而农业结构比劳动力和其他因素更能解释农村收入不平等这一现象。朱农^[3]基于湖北省的调查数据,研究农村非农业活动对农民收入分布的作用,结果表明,2002年农村非农收入中的平均份额已占到了40%,其计量研究结果显示,农村非农活动降低了农村的不平等,显著提高了农村家庭的收入水平。杨国涛^[4]对宁夏西海固的720个农户分析,结果表明地理区位与农户特征决定了贫困规模和程度的差异性。杨国涛等^[5]以宁夏农村住户为对象研究收入结构变动

收稿日期:2012-05-27

基金项目:教育部人文社会科学研究西部和边疆地区项目(11XJC630013)

作者简介:韦吉飞(1982-),男,广西都安人,西南大学教育学部讲师,管理学博士,主要从事人力资源开发与培训、成人教育与培训、人力资源配置与优化研究。

对贫困的影响,得到结论是家庭经营收入对贫困的减缓贡献份额最大,工资性收入在 1999 年以后的贡献份额大幅度上升,而财产性收入和转移性收入对贫困的影响最小。王洪亮等^[6]运用基尼系数和泰尔指数测算 1983 - 2003 年中国省际间农民收入的不平等,认为从收入来源上看,中国省际间的农民收入不平等主要表现为工资性收入的不平等,收入不平等的扩大主要源于收入结构效应,此外,农民收入的不平等在区域上主要表现为东中西三大区域间的不平等,且带有越来越强的时间依赖性。

可以看出,对农村收入不平等的研究可谓视角众多,所得出的结论也不尽一致。但令人费解的是,在农民个体之间收入的差异扩大与贫困成为农村社会经济的一个突出现象的情况下,确鲜有学者基于农民个体(农户)数据研究农村微观个体之间收入的不平等与贫困问题。笔者将从创业的视角,利用农户家庭调查数据,探讨农民创业对农村收入不平等与贫困的影响。

二、研究方法 with 数据来源

笔者借鉴朱农^[3]与鲁凤^[7]的研究思路,用目前国内外应用较为广泛的两种方法来分析农民创业对收入分布和贫困的影响:一是基尼系数的分解法。即将农民创业收入视为一种“额外收入”,外在地加到家庭总收入之上,这种方法是将收入分解为不同的来源,然后将基尼系数按不同收入来源进行分解,研究各种来源对收入分布不平等的贡献;二是家庭收入模拟法。即将农民创业收入视农民家庭收入分布的一种“潜在收入”。具体来说,就是要对每个家庭户估计在不进行创业活动情况下的收入,再比较这个收入和调查所观察的收入的分布,从而分析创业活动对收入分布的作用。

(一) 基尼系数的分解法

基尼系数是收入不平等程度的众多种测度指标中最主要的一个,它能够进行分组分解和来源分解,因此,广泛应用于现实分析。首先,我们引用基尼系数的分解法,分析农民不同收入来源对不平等的贡献,以考察农民创业活动带来的影响。设 y_1, y_2, \dots, y_k 为 K 种不同收入来源的家庭收入,如农业收入、农民创业收入、其他非农收入等, y_0 为家庭总收入,即收入 $y_0 = \sum y_k$, 则基尼系数可被定义为总收入和收入累计分布的协方差的函数。

$$G_0 = \frac{2 \text{cov}[y_0, F(y_0)]}{y_0}$$

式中: G_0 为总收入的基尼系数; \bar{y}_0 为平均收入; $F(y_0)$ 为 y_0 的累计分布; COV 为协方差。按照协方

差的性质,总收入的基尼系数 G_0 可被分解为:

$$G_0 = \frac{2 \sum \text{cov}[y_k, F(y_0)]}{y_0} = \sum R_k G_k S_k$$

式中: R_k 为 K 类收入在总收入中所占的份额,即

$$S_k = \frac{\bar{y}_k}{y_0}; G_k \text{ 为 } K \text{ 类收入的基尼系数; } R_k \text{ 为 } k \text{ 类收入}$$

与总收入之间的“基尼相关系数”,定义如下:

$$R_k = \frac{\text{cov}[y_k, F(y_0)]}{\text{cov}[y_k, F(y_k)]}$$

C_k 代表 k 项收入的集中率, U_k 和 U 分别为 k 项收入的人均收入和样本人均收入, $W_k = U_k/U$ 为 k 项收入来源在样本总收入中的比重。则 C_k 表示由下式求得:

$$C_k = 1 - \sum B_{ki} = 1 - \sum_{i=1}^n P_i (2Q_{ki} - W_{ki}) \quad (f = 1, 2, 3, \dots, y)$$

其中: $Q_{ki} = \sum_{j=1}^i W_{kj}$ 为 y 收入来源从 1 到 i 的累计收入比重, P_i 为第 i 样本人口占总人口比重, $W_{ki} = P_i M_i / U_k$ 为第 i 个样本 k 收入在总 y 收入中的比重。因此, C_k 计算与 G 一致。

在获得 Y 收入的 k 收入集中率 C_k 之后,总样本基尼系数可以按下分解:

$$G = \sum_{k=1}^k W_k C_k$$

k 为收入来源数, W_k 为 k 收入来源在样本收入中的比重。

根据上式,基尼系数是所有分项收入集中指数的加权平均,权数为各项收入在总收入中的比重。以 $(W_k C_k / G) * 100\%$ 衡量第 k 项收入对基尼系数的百分比贡献。

当 $C_k > G_k$, 且样本人均收入不变, k 收入来源在收入中的比重 (W_k) 的增加将导致基尼系数的扩大,即导致更大的收入不均等。反之亦然,所以通过计算和比较 C_k 和 G , 可以判断 k 收入来源对基尼系数的贡献趋势。

(二) 家庭收入的模拟

基尼系数分解法的基本假设是各种收入来源相互独立,即各类收入之间不存在替代关系。在农村,由于人力资源及物质资本的限制,这种假设不一定符合现实。为了避免这一缺陷,而将各种生产活动之间的相互作用纳入分析,必须估计每个家庭在不进行创业情况下的收入。也就是说,要估计出所有家庭没有创业活动情况下的收入分布,然后将这个收入分布与所观察到的创业家庭的收入分布相比较,从而分析创业活动对收入不平等的作用。

调查中,对于那些已进行创业活动并有创业收入的家庭,我们无法观察到他们在没有创业情况下的收入,因此,只能通过观察未进行创业活动的家庭的收入分布来估计“创业家庭”在没有创业情况下的收入分布。但是,由于两类家庭的特征等可能不相同,且所调查样本中非创业家庭并不一定随机均匀分布于所以样本中,这就会导致估计出现偏差。为修正这种偏差,我们用赫克曼^[8]两步法来修正。

首先用 Probit 模型来估计农民创业活动的方程:

$$\begin{cases} P^* = \alpha Z_i + \varepsilon_i \\ P = 1 \Leftrightarrow P^* > 0 \\ P = 0 \Leftrightarrow P^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中 P^* 为隐变量; P 为二元变量,对创业家庭而言, $P = 1$, 否则为 0; Z_i 为参与创业的解释变量。利用式(1)可以计算出所有观察值的逆米尔比率。然后利用回归法分别对两类子样本进行回归,从而估计出两类家庭的收入方程,将逆米尔比率代入收入方程,得到修正之后的收入方程。如下:

对所有参与创业活动($P_i = 1$)的家庭:

$$\log y_i = \beta_1 X_i + \gamma_1 \lambda_{1,i} + \mu_{1,i}$$

对所有不参加创业活动($P_i = 0$)的家庭:

$$\log y_i = \beta_0 X_i + \gamma_0 \lambda_0 + \mu_{0,i}$$

式中: y_i 家庭总收入; X_i 为解释变量; $\lambda_{1,i}$ 和 $\lambda_{0,i}$ 分别为参与创业活动和不进行创业活动的逆米尔比率。利用收入方程,可以计算出创业家庭在未创业情况下的收入模拟值。通过比较两种情况下的收入变化与分布,可以得到创业对农村收入分布的影响。

关于农民创业对于贫困的影响,我们用 FGT 系数来衡量。FGT 系数是由佛士德等人^[9]在森^[10]所建立的度量贫困化指标基础上发展而来的一个具有很强操作性的指标体系。其定义如下:

设 $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ 为一组按升序排列的家庭(个人)收入。其中:

$$y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$$

$y' > 0$ 为人为定义的贫困线; $q = q(y, y')$ 为收入小于或等于 y' 的家庭数,即贫困户数(或人数)。则 FGT 系数形式为:

$$P_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{y' - y_i}{y'} \right)^\alpha \quad (\alpha = 0, 1, 2)$$

$$\text{有: } p_0 = \frac{q}{n}$$

$$p_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{y' - y_i}{y'} \right)$$

$$p_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{y' - y_i}{y'} \right)^2$$

其中 P_0 为贫困面,即贫困家庭占总家庭数的比重; P_1 为贫困深度,就是贫困家庭的收入与人为定义贫困线的差距; P_2 为贫困的不规则程度,也就是贫困家庭间的收入分布不平等状况。

(三)数据来源与变量说明

笔者所用数据为“陕西软科学研究项目”进行调查所得数据,所调查农户主要分布于西北五省区(陕西、宁夏、新疆、甘肃和青海),收回问卷份数为 453 份,经过筛选,有效的问卷 437 份,为了使研究更具科学与代表性,我们在调查过程中,注意到了调查样本本地区间分布的协调,因此没有出现某地区样本全是创业家庭或创业家庭比重过大的情况,也就是说各地区创业家庭与非农创业家庭在样本中的比重基本一致。由于各地经济发展层次不同,农民创业形式与规模也不尽相同。从实际调查统计数据看,农民创业以种养业、加工运输、个体户和营销户等为主,经营规模普遍较小,平均年总收入不到 3 万元,这可能与西北地区经济相对落后有关。总体上样本能够反映出农民创业活动与农户家庭收入的基本面。样本基本情况如表 1 所示。

在调查中,我们把农户年总收入分为农业收入、创业收入、非农收入与其他收入四类。农业收入即农业经营收入,是指农民以家庭为基本组织从事农林牧副渔业生产得到的全部收入;创业收入是指农民从事创业活动,包括个体户、私营企业和个体企业及种养专业户等创业经营所获得的收入;非农收入包括非农生产经营收入和工资性收入,前者是指农村家庭从事工业、交通运输业、建筑业及商业服务业等非创业性质获得的收入,后者是农户成员在各种社会机构和经营单位中获得的工资、奖金、补贴分红等收入;其他收入是农村家庭获得的除以上三项之外的所有收入。由于本调查样本为选择性调查,因此在所有样本中,创业家庭所占的比重偏大,达 40.7%,非创业家庭比重为 59.3%;此外,需要指出的是,创业家庭大多数是兼营农户,即家庭劳动力中既有从事农业生产的成员,也有从事创业活动的成员。

农民创业活动的主要决定因素有创业回报率、创业风险、家庭人力资本、资金积累能力及市场环境等。笔者引入以下几个变量:(1)家庭成员的平均受教育年限。以平均受教育年限为代表,农村家庭人力资本的积累可以提高农民的创业认知水平与能力,文章将家庭中 15 岁以上成员的平均受教育年限按传统方法分为小学(0~6 年)、初中(6~9 年)、高中(9~12 年)及大专及以上学历(12 年以上)四个层次,

分别用1、2、3、4四个数字代替。(2)家庭耕地面积。土地是农村最基本的生产资料,也是农民进行创业原始资本积累的最基础资本,家庭拥有土地面积的大小往往是影响农民选择从事某种生产经营活动的最直接源动力。(3)户主年龄。这一变量可能代表着不同年代出生的农民创业意识的强弱与态度的差异,我们引入这一变量以考量年龄在农村创业活动

中的影响作用。(4)家庭人口负担率。这一变量是家庭人口数与劳动力数的比例。(5)家庭离最近火车站或汽车站的距离。笔者用这一变量代替农村家庭所处的市场环境。在现代物流经济逐步发展成熟过程中,车站(尤其是火车站)已成为各种信息、物质及交通聚散最重要的场所之一,对农村而言,车站已成为农民进行各种社会活动最重要的通道。

表1 样本的描述性分析

	所有家庭	进行创业的家庭*	未进行创业的家庭
家庭总收入			
总收入	16 987	20 359	15 976
农业收入	8 710	6 487	8 992
创业收入	2 040	7 521	—
非农收入	3 502	3 110	4 780
其他收入	2 735	3 241	2 204
人均收入	4 093.3	5 089.8	3 715.3
家庭劳动力数量	3.1	2.9	3.3
家庭成员平均受教育年限	6.9	7.1	6.3
教育层次所占比重			
0~6	32.9	29.3	34.1
6~9	51.3	50.4	52.0
9~12	9.3	13.0	7.8
12年以上	6.5	7.8	6.1
家庭耕地面积(亩)	6.11	4.82	7.11
人均耕地面积(亩)	1.47	1.21	1.65
户主平均年龄	40.3	39.1	41.6
家庭到最近火车站或汽车站的距离(KM)	16	14	19

注: *对创业家庭而言,创业收入、农业收入与非农收入存在着界定上的交叉,在具体计算中,由于创业收入、农业收入和其他收入比较容易界定,因此我们首先分别计算上述三者收入列表,再将总收入减去上述三种收入之和即得到非农收入。

资料来源:笔者调查。

三、实证研究结果

(一)基尼系数分解法的实证结果

首先用外生收入法对农村家庭按收入来源进行基尼系数分解。表2展示了基尼系数的分解结果。可以看出,农业收入仍是农民收入的主要来源,占到

51.85%,非农收入占到30.70%,创业收入占总收入13.32%;调查发现:总体上农民的农业参与率很高,达到96.10%,而参与创业活动只有11.5%,超过85%的农村家庭没有创业收入。

表2 基尼系数的分解结果

	占总收入的份额 /%	基尼系数	基尼 相关系数	对收入不 平等的贡献/%	单位百分点的边际的作用	
					对不平等/%	对社会福利/%
总收入	100.0	0.469	1.00	100.0	—	—
不包含创业贡献的收入	86.68	0.433	0.87	63.8	—	—
农业收入	51.85	0.486	0.61	34.3	-0.06	0.53
创业收入	13.32	0.859	0.79	36.2	0.19	0.58
非农收入	30.70	0.734	0.64	26.8	0.04	0.35
其他收入	4.13	0.921	0.42	2.7	0.001	0.009

资料来源:笔者估算。

从基尼系数的分解结果看,四种收入来源中,其他收入的基尼系数最高,为0.921,其次是创业收入,

为0.859, 非农收入的基尼系数为0.734, 位于第三, 而农业收入的基尼系数最小。由此可知, 农业收入在四种收入中最为均衡。如果将创业收入从农民总收入中剔除掉, 则其基尼系数为0.433, 比纯农业收入0.486的基尼系数要低10.9%。说明虽然非农收入有较强的不均衡性, 但将其汇总到农业收入之后, 基尼系数下降了, 由此可推断: 农村非农收入对农民收入分布的不平等性具降低作用, 这与朱农先生研究的结论相似^①。而将创业收入部分引入后, 总收入的基尼系数上升了7.4%, 达0.469。说明创业收入加剧了农村收入的不平等性。应该指出的是, 由创业活动所带来的农民部分非农收入减轻了创业收入对总收入不平等的冲击, 因为农民创业可以带动农村就业, 从而提高农民的非农收入, 在一定程度上降低了总收入的基尼系数。

农业收入、非农收入与创业收入与总收入的相关程度都较高, 都在0.60以上。从各收入来源对不平等的贡献率来看, 农业收入的贡献率为34.3%, 非农收入为26.8%, 而创业收入高达36.2%, 其他收入仅为2.7%。与上述结论基本相符。

再看各收入百分点变化对不平等和社会福利的边际影响作用。从中可看出, 农业收入每上升1%, 基尼系数下降0.06%, 而非农收入和创业收入每上升1%, 基尼等比系数分别上升0.04%和0.19%。农业收入、非农收入和创业收入每增加1%, 给社会福利所带来的增加值分别为0.53%、0.35%和0.58%, 创业收入带来的福利增加值最大, 原因在于创业活动不仅带来农村社会总收入的提高, 而且由此带动的农村就业率的提高对农民生活状态的改善具有促进作用。

(二) 收入模拟法的实证结果

基尼系数分解法在分析收入不平等方面得到了广泛应用, 但如上所述, 其隐含的各种收入来源是相互独立的假设并不一定符合现实。为避免这一缺陷, 我们再利用收入模拟法进行分析。首先分析农民创业活动的决定因素, 如表3所示为农民创业活动参与的无偏估计。

从表3中可以看出, 农村家庭人力资本(用家庭平均受教育年限代替)对农民创业起到正向推动作用, 即农民受教育程度越高, 对其创业推动作用越强。农民家庭人口负担率对农民创业活动具有抑制作用, 换句话说, 家庭劳动力越多, 对创业的推动就越强; 反之, 家庭非在业人口越多, 对农民创业作用

抑制作用越强。家庭人口负担率越大, 表明农民家庭生活压力越大, 创业活动所需的资金积累越紧张, 因此对创业活动有负向作用。

表3 家庭进行创业与否的估计结果

(进行创业活动为1, 否则为0)

	Mod1: 农民创业活动
家庭成员平均受教育年限 (0~6年为对照组)	
6~9年	0.1355 ** (5.01)
9~12年	0.6422 *** (6.28)
12年以上	0.8902 * (8.60)
家庭人口负担系数	-0.2511 *** (-15.05)
耕地面积	0.0387 ** (4.37)
劳动力数量	0.0101 * (2.12)
户主年龄	-0.0076 * (-3.14)
家庭离最近汽车站或 火车站的距离(市场环境)	-0.019 * (-7.11)
常数	0.347 (2.08)
似然函数极大值	-1 932.1

注: *, **, *** 分别代表10%、5%和1%显著性水平上显著。

耕地面积对农民创业活动具有正向推动作用, 表明家庭耕地面积越多, 对农民创业的推动作用越强, 原因在于农民收入普遍低的情况下, 农村耕地面积的多少代表着农民掌握物质资本基础的厚薄, 家庭耕地面积越大, 农民创业资金积累越强, 越易于进行创业活动。

户主年纪与创业活动是反向关系, 表明年纪越轻, 农民越有创业激情, 而年纪越大创业参与可能性越小。为引入市场环境变量, 笔者用农民家庭离车站的距离来代表。在农村, 离车站越近, 意味着市场环境越好, 相反, 则市场环境越差。估计结果表明, 市场环境对农民有创业具有显著作用, 市场环境越好, 越容易激发农村的创业活动。

基于以上分析, 下面分别对农民有创业活动和没有创业活动两种情况下进行无偏估计(表4)。估计结果表明, 农民人力资本对两类家庭的收入都具有正向拉动作用, 平均受教育年限越高, 对收入的拉动作用越强。但不同的是, 大专以上(12年以上)的教育程度对非创业家庭的收入具有明显抑制作用, 反映出了农民受教育在农村的回报率低的现状。家

^①朱农先生(2002)一项对湖北农村的研究表明, 农村非农收入的基尼系数为0.662, 农业收入的基尼系数为0.474, 将农业收入加上非农收入后, 基尼系数下降了10.6%, 说明非农活动降低了收入的不平等。

庭人口负担率对两类家庭的收入都具有反向作用,而耕地面积对两类家庭的收入都有正向作用,其系数分别为 0.018 和 0.016。

利用表 4 中的回归方程 3 可以估计模拟出农民家庭在没有创业状况下的收入情况,如表 5 所示。从中看出,在家庭总收入上,进行创业活动家庭的年

总收入比在没有进行创业活动情况下的收入提升了 4 322 元。基尼系数从 0.433 上升到 0.449,上升幅度为 3.7%。在人均收入方面,模拟值比观察值低 1 339.6 元,基尼系数从 0.434 上升到 0.451,上升了 3.9%。说明创业对农村微观家庭之间收入分布的不平等性具有加剧作用。

表 4 收入方程的估计结果

(被解释变量:家庭总收入的对数值)

变量	Mod 2: 创业活动	Mod 3: 没有创业活动
家庭平均受教育年限 (0~6 年为对照组)		
6~9 年	0.033 1* (1.52)	-0.030 1** (1.58)
9~12 年	0.078 5*** (3.40)	0.056 2*** (2.10)
12 年以上	0.089 3** (4.25)	-0.101 3* (4.46)
家庭人口负担率	0.082 ** (5.62)	0.069 1** (3.43)
耕地面积	0.018 ** (10.16)	0.014 ** (6.97)
户主年龄	0.003 * (4.16)	-0.004 * (-0.89)
家庭离最近汽车站或火车站距离(市场环境)	-0.013 *** (2.14)	-0.007 * (2.30)
逆米尔比率	-0.0821 1(-6.60)	-0.856 0(-6.01)
常数	11.501 3(55.30)	9.312 8(50.18)
R ²	0.811	0.751

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 显著性水平上显著。

表 5 农民创业对不平等的影响

	家庭平均年收入	基尼系数	家庭人均年收入	基尼系数
包括创业活动贡献的收入	20 359	0.449	5 089.8	0.451
不包括创业活动贡献的收入(模拟)	16 126	0.433	3 750.2	0.434

我们再考察农民创业对农村贫困的影响。目前统计口径普遍将农户收入分为五组:低收入户、中低收入户、中等收入户、中高收入户和高收入户。据此,我们假设每组人口所占比重为 20%,于是将低收入户定义为贫困户。结合所调查样本情况,笔者按位于人均收入等级低端的 20% 来计算贫困人口,将贫困线定义为 1 500 元以下,即据此统计,总样本中有约 20% 的样本家庭人均收入在此贫困线以下。

总收入和人均收入带来 12%~14% 的增幅。FGT 指数值都为负值,表明农民创业在一定程度上降低了农村地区的贫困,P₀ 值从 32.1% 下降到 24.3%,说明创业收入使农村贫困户比重下降了近 8 个百分点;P₁ 值从 13.5% 下降到 7.1%,这说明农村创业活动从总体上提高了贫困户的收入水平;P₂ 值下降 2.4 个百分点,表明农村创业活动也缩小了贫困户之间的收入差距。

从表 6 的计算结果可看出,创业给农村家庭的

表 6 农民创业对贫困的影响

	A 包括创业活动贡献的收入	B 不包括创业活动贡献的收入(模拟值)	(A - B)/B (%)
所有家庭			
家庭总收入平均	16 987	15 209	11.69
家庭人均收入	3 950.5	3 490.8	13.7
FGT 指数			
P ₀	24.3	32.1	-24.3
P ₁	7.1	13.5	-47.4
P ₂	5.9	8.3	-28.9
人均收入在 1 500 以下的家庭			
人均收入	1 307	1 015	28.8
基尼系数			
总收入	0.308	0.281	9.6
人均收入	0.211	0.187	12.8

四、结论

1978年以来,随着农村改革的推进,农村产业的多元化及农民收入的不断提高。农民创业活动也得到了较快的发展。笔者基于农村微观家庭数据,研究农民创业对农村收入不平等及贫困的影响。可以看出:农民创业活动一方面推动农村经济的发展,促进农村经济由外延拉动向内源发展转变,从而提高农村经济发展的内涵;另一方面,由农民创业创造就业岗位,解决了农村部分剩余劳动力的就业问题,提高就业者的收入。因此,可以说,农民创业活动从总体上提高了农村的收入水平,降低农村贫困化程度。另外,研究还表明,农民创业加剧了农村收入不平等状况,原因在于农民创业伴随着高风险的同时,也往往带来较高收入,这种高收入及其异常值会拉剧创业家庭与低收入农户之间的差距。说明农村地区有创业能力和干劲的人,其收入会有较大提高。应该指出的是,农民创业虽然在一定程度上加大了农村家庭间的贫富差距,但这种差距仅仅是个体意义上的差距,而不是导致普遍贫困化。相反,随着更多的农民实现创业,由此拉动农村经济的发展及带动农村的就业,会提高农民整体收入水平,从根本上推动农民生活的逐步改善。

参考文献:

[1] 万广华,张藕香,伏润民. 1985-2002年中国农村地区收

入不平等:趋势、起因与政策含义[J]. 中国农村经济, 2008(3):4-15.

[2] 万广华,周章跃,陆迁. 中国农村收入不平等:运用农户数据的分解[J]. 中国农村经济,2005(5):4-11.

[3] 朱农. 论农村非农业活动对收入分布的作用[J]. 世界经济文汇,2002(2):3-14.

[4] 杨国涛. 地理区位、农户特征与贫困分布——基于西海固720个农户的分析[J]. 财贸研究,2007(2):19-24.

[5] 杨国涛,孟令杰. 收入结构变动对贫困的影响分析——以宁夏回族自治区农村住户为例[J]. 中国人口科学, 2005(5):82-88,96.

[6] 王洪亮,杨国涛,徐翔,孙国锋. 我国省际间农民收入不平等与收入变动分析[J]. 农业经济问题,2006(3):37-42,79.

[7] 鲁凤,徐建华. 中国区域经济差异:来自Gini系数和Theil系数的实证[J]. 中国东西部合作研究,2004(1):60-85.

[9] HECKMAN J. Sample selection bias as a specification error [J]. *Econometrica*, 1979,47(1):153-161.

[8] FOSTER J, GREER J, THORBECKE E. A Class of decomposable poverty measures [J]. *Econometrica*, 1984, 52(3):761-766.

[10] SEN A K. Poverty: An ordinal approach to measurement [J]. *Econometrica*, 1976,42(2):219-231.

Peasants Entrepreneurship, Income Inequalities and Poverty in Rural China

WEI Jifei

(College of Education, Southwest University, Chongqing 400715, P. R. China)

Abstract: Based on rural micro-data of household, using the method of Gini decomposition and simulation income, the author studies income inequality and poverty in rural areas. The results show that farmers' entrepreneurial activity relieved of degree of poverty in rural will help the poor to increase family income. On the other hand, the farmers' entrepreneurship will increase the income inequality.

Key words: peasants' entrepreneurship; inequalities; poverty; effect

(责任编辑 傅旭东)