农村内部收入不平等变动的成因

——基于回归分解的研究途径

赵 亮1、张世伟2

- (1. 吉林省社会科学院 经济研究所,吉林 长春 130033;
 - 2. 吉林大学 数量经济研究中心,吉林 长春 130012)

【摘 要】近年来中国农村居民收入持续增长,但是农村收入差距却持续扩大。采用回归分解的方法,利用吉林省农户抽样调查数据,对农村内部收入不平等及其变动趋势的成因进行分析。研究结果表明,劳动力投入、工资性收入和人力资本对农户收入的增加起到明显的作用;影响农村收入不平等水平的要素有劳动力投入、耕地、工资性收入、人力资本要素以及地区差异;耕地、工资性收入和劳动力投入对农村内部收入不平等的增加有显著影响,其中耕地的作用占51.60%,超过一半的解释能力,而教育对降低收入不平等水平有一定的作用。

【关键词】收入不平等;农户;耕地;人力资本

【中图分类号】F126.2 【文献标识码】A

doi: 10.3969/j. issn. 1004 - 129X. 2011. 05. 006

【文章编号】1004-129X(2011)05-0050-08

【收稿日期】2010-03-20

【基金项目】教育部人文社会科学重点研究基地重大项目:再分配政策机理和效应的微观模拟(05JJD790079)

【作者简介】赵 亮(1982-),女,吉林蛟河人,经济学博士,吉林省社会科学院经济研究所助理研究员。 张世伟(1964-),男,吉林长春人,吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师。

一、引言

随着中国经济体制改革进程的不断深入,农村居民收入不断增长,但收入差距却持续扩大。收入差距的持续扩大不仅影响到社会的稳定和谐,而且会对未来我国经济的持续增长带来负面影响。通过对收入不平等的分解分析,可以了解收入不平等的成因,通过政策来调节相关影响因素,进而调节收入不平等状况。

识别收入不平等成因的主要研究途径是对影响收入不平等的组成进行分解分析。传统的不平等水平分解方法主要有两种,第一种是不平等水平的要素分解,即分析某一收入要素对收入不平等的贡献程度,如 Rao(1969)、Layard 等(1979)和 Shorrocks(1982)。^[1-3]然而,按要素分解收入不平等要求收入来源的信息完备,并能够将总的收入表示为各个要素收入的总和,要求数据是可加的。这种方法不能用来量化收入不平等的基本决定因素的作用。第二种方法是把总体收入不平等分解为子样本之间和子样本内部的不平等。Bourguignon(1979)、Cowell(1980)和 Shorrocks(1984)研究关于收入不平等适用的分解原则和收入不平等度量指标的选择。^[4-6]该方法成为有效的描述性工

具,但是存在一定的局限性。某个特定因素的贡献不能以直观并且有意义的方式阐述出来。这种分解方法缺乏对内生性变量的控制,而且只有某些特定的指标才能对需要诠释的总体不平等程度做出贡献。

为了能够量化各回归自变量对因变量不平等程度的贡献,从20世纪70年代早期开始,经济学 家们开始使用基于回归的方法分解收入不平等。首先提出这种方法的是 Oaxaca 与 Blinder,他们主 要分析的是两个群体之间平均收入的差异,提出了分解男女工资收入差距的数量方法。[7-8] Juhn、 Murphy 和 Pierce 在两个群体收入变量整个分布的基础之上,把收入不平等分解成可观测到的差异 和不可观测的部分。[9] Bourguignon、Fournier 和 Gurgrand 放松了 Juhn、Murphy 和 Pierce (1993) 的线 性收入函数的限制。[10] 这些学者都致力于解释群体间的收入分配差异。DiNardo、Fortin 和 Lemiux 运用半参数方法分析劳动力市场要素对 1979~1988 年美国工资收入分布变化的影响。[11] Deaton 提出的非参数方法尽可能少的施加结构限制,主要根据密度函数去描述和比较收入的总体分布。 然而,研究者往往认为有必要强加更多的结构限制,来得到显著的决定性结论。[12] Cancian 和 Reed 提出几个直觉的反事实的参照收入分配,并且利用1979年和1989年美国数据来举例说明妇人的 收入降低不平等水平,因为在缺少她们的收入分配中,收入不平等程度提高。[13] Fields 和 Yoo 利用 韩国职业工资调查局的数据,使用一个新的回归分解方法来研究导致收入不平等的各因素所做的 贡献。研究发现职务任期、性别、受教育年限和职业等因素可以用来解释收入不平等的水平,而受 教育年限、工作部门、职业和潜在的经验等因素可以用来解释收人不平等的变化。[14] Podder 提出基 于收入来源的基尼系数分解方法,通过采用依据收入来源的变化分析经济不平等暂时变化的方法, 来研究 1975 年至 1994 年澳大利亚私人收入来源的变化以及它们对收入分布的影响。[15] Morduch 和 Sicular 研究常见的分解方法的潜在性质,并提出一个以回归分析为基础的不平等分解方法,能 够对一系列不平等指标应用的总的途径。^[16]Shorrocks^[17]提出的将目标变量的不平等分解为决定因 素贡献的分解方法等价于 Shapley 值, [18] 因此被称为 Shapley 分解。文章提供一个解决总体分解的 一般法则,并且和目前的一些具体方法的结果做出比较。Wan^[19]根据 Shorrocks(1999)提出的夏普 里理论,借助 Cancian 和 Reed(1998)、Jenkins(1995)及 Blackorby 等(1981)的分解方法,提出一个 简单而有效的基于回归方程的不平等分解步骤,这个不平等分解框架可以运用到任何一个不平等 度量指标,对于回归模型没有任何限制,文章对中国农村地区间不平等的来源进行分解。

我国农村收入不平等的研究取得了一些成果。万广华利用 1984 年至 1996 年全国各省市的收入数据,通过一个研究基尼系数变化的方法对区域间的收入差异变化进行因素分解,发现中国农村区域间收入差异的上升趋势与农村经济结构的变化密切相关。[20] 肖宜滨从收入来源角度,运用 1996 年江苏农村住户调查资料,通过对基尼系数的分解,探讨江苏农民收入差异形成的具体原因。[21] Ravallion 和 Chen 量化了各种因素对中国农村不平等程度的贡献率。[22] 陈传波等利用湖北地区 3 200 个农户调查资料,对影响农户收入及差异的因素进行了分析。[23] 张晓辉实证描述了按全国和按东、中、西部三大经济地带划分的农村居民收入分配基尼(Gini) 系数的变化,从计量分析的角度分析了引起农村居民收入不平等的原因以及今后的发展趋势。[24] 兰萍对农民收入差距现状和影响因素进行计量分析。[25] Wan 和 Zhou 利用中国农户数据,在基于回归的不平等分解框架下研究中国农村收入不平等的因素。[26] 唐平利用中国农村住户抽样调查资料,采用基尼系数和泰尔指数分析方法,对近年农村居民收入分配的差异程度、变动趋势及影响因素等进行了探析。[27] 刘娟等通过计算 1997 年、2002 年和 2003 年湖北省农村家庭收入基尼系数,分析了农村家庭收入分配的基本状况以及变化趋势,分析了不同因素对收入分配状况的影响程度与趋势。[28]

本文主要借鉴万广华提出的基于回归方程的收入不平等分解方法,分析农村内部收入不平等的根源及收入不平等变化的原因。

二、模型

研究收入分配问题首先需要考虑收入影响因素的识别和度量。本文借鉴万广华提出的基于回归方程的不平等分解方法来分析吉林省农村收入不平等的根源。对农村收入函数进行拟合是回归分解的第一步。在进行收入函数回归时,同时考虑了人力资本理论及生产经济学理论。农民除了依靠出卖劳动力获得收入外,土地和实物资本等资源也很重要。因此,根据生产经济学理论,农户的收入函数应该包括土地、劳动力和资本投入。按照人力资本理论,农民自身的技能也会影响收入,如教育水平、培训程度及经验。这里用年龄来表示农民的经验。与文献中普遍接受的做法相一致,我们只考虑户主的受教育水平和年龄,因为一个家庭户主的人力资本信息一般能代表整个家庭的情况。城镇化水平也会影响农户的收入情况,采用工资收入者的数量及工资性收入占农户总收入的比例来反映城镇化对农户家庭收入的影响。同时地理位置因素对农户的收入也有很重要的影响,因为它与气候条件、基础设施、地域文化等不可动资源密切相关。在此应用地区虚拟变量来反映地理位置对收入的影响。本文建模的基础是 Mincer 函数,并辅以生产经济学理论建议的其他投入要素。这样,所采用的收入函数包含的变量有:因变量是指收入。自变量包括:土地(家庭耕地面积),劳动力(农户劳动力数量),教育(户主受教育水平),年龄(户主年龄及年龄的平方),性别(户主的性别),工资收入者(工资收入者所占比例及工资收入所占比例)。这样,收入函数可表示为:

$$Y = \alpha + X'\beta + \varepsilon \tag{1}$$

其中,Y表示农户年收入对数;X表示所有自变量,包括耕地面积、农户劳动力数量、工资收入者比例、工资性收入比例、户主的受教育年限、户主的年龄、户主年龄的平方、户主的性别虚拟变量(女性为省略变量)、三个地区虚拟变量; ϵ 是残差项。

在研究收入分配的时候,通常用人口累积比例和与之相对应的收入累积比例相比较来对收入不平等进行分析,最为直观的方法就是绘制洛伦茨曲线(Lorenze curve)。但是在使用洛伦茨曲线进行分析时,常会遇到曲线交叉的情况,而且如果需要分析多种收入分配状况时,这种方法就不够简洁,基于这方面的考虑学者们提出了一系列收入不平等度量指标,来衡量收入不平等的程度。度量收入不平等的指标主要有两大体系,即绝对指标和相对指标。由于绝对指标和度量单位有关,所以国外的研究者很少使用绝对指标。常用的相对指标包括基尼系数、广义熵(generalized entropy)指数。基尼系数最为古老而且使用广泛,基尼系数满足匿名性(anonymity)、齐次性(homogeneity)、总体独立性(population independence)、转移性原则(transfer principle)和强洛伦茨一致性(strongly lorzen – consistent)。同时基尼系数的取值范围在 0 和 1 之间,并且有确切的经济含义,基于此本文使用基尼系数 $G(\cdot)$ 作为不平等的度量指标,根据万广华(Wan,2004)提出的方法进行收入不平等的水平分解。

$$Y = \hat{Y} + \varepsilon \tag{2}$$

其中, \hat{Y} 是 Y的估计值,即 $\hat{Y} = \alpha + X'\beta$

$$G(Y|_{\mathcal{E}}=0)=G(\hat{Y})$$

所以残差对 G(Y) 的贡献为:

$$C_{\mathcal{E}} = G(Y) - G(\hat{Y}) \tag{3}$$

$$G(\hat{Y}|a=0) = G(X'\beta)$$

所以常数项的贡献为:

$$Ca = G(\hat{Y}) - G(X'\beta) \tag{4}$$

假设 $Y = f(X_1, \dots, X_K)$ 是一个普遍的收入生成函数。通常针对不同的个人,X 的取值也不同。 当用 X_k 的样本均值来取代 X_k ,可以消除 X_k 差异。当替换后很容易重新计算 Y 的值,由此得到的收入记为 Y_k ,用 Y_k 所标记的不平等记为 $G(Y_k)$,取决于 X 除去 X_k 后的差异性。

 C_k^{mn} 表示要素 k 在第 m 轮中第 n 个对不平等的贡献。其中:

$$C_{k}^{1n} = G(Y) - G(Y_{k}) \qquad k = 1, \dots, K;$$

$$C_{k}^{2n} = G(Y_{j}) - G(Y_{jk}) \qquad k, j = 1, \dots, K(k \neq j);$$

$$C_{k}^{3n} = G(Y_{ij}) - G(Y_{ijk}) \qquad k, j, i = 1, \dots, K(k \neq j \neq i);$$

$$\vdots \qquad \vdots$$

所以,要素k在第m轮中对不平等的贡献为:

$$C_k^m = \sum_{n=1}^N C_k^{mn} / N$$

其中, C_k^m 表示要素 k 在第 m 轮中对不平等的贡献。N = (K-1)! / (K-m)! (m-1)! 所以,要素 k 对不平等的贡献为:

$$C_k = \sum_{m=1}^{K} C_k^m / K$$
 $m = 1, \dots, K$ (5)

其中, C_k 表示要素 k 对不平等的贡献。

当时间从一个时间点变化到另一个时间点时,每个要素对收入不平等的改变的贡献程度,用来解释导致收入不平等变化的根源,研究究竟哪一个要素是相对更重要一些的。在本文中利用 Fields 和 Yoo(2000)提出的方法对收入不平等的变化进行分解。

 $s_{k,1}$ 和 $s_{k,2}$ 分别表示第 k 个要素在时间 1 和时间 2 对收入不平等的贡献率,可以得到下式:

$$G(\cdot)_{2} - G(\cdot)_{1} = \sum [s_{k,2} * G(\cdot)_{2} - s_{k,1} * G(\cdot)_{1}]$$
 (6)

所以,给出第k个要素对某国家时间1和时间2之间收入不平等变化的贡献为:

$$\prod_{k} (G(\cdot)) = [s_{k,2} * G(\cdot)_{2} - s_{k,1} * G(\cdot)_{1}] / [G(\cdot)_{2} - G(\cdot)_{1}]$$
 (7)

三、结果分析

本研究依据吉林省 2005 年和 2007 年农村抽样调查数据进行分析。调查主要采取面对面问卷调查的方式。抽样调查以家庭户为单位,调查内容包括家庭成员的人口统计信息,如性别、年龄、教育程度等,还包括家庭收入数据以及家庭拥有的非外出劳动力和外出劳动力数等。这里将劳动力分为外出劳动力、非外出劳动力,外出劳动力指在外就业三个月以上的劳动力;农户分为外出劳动力户、非外出劳动力户,外出劳动力户指家中至少有一个外出劳动力的农户;农户收入指农业生产性或工资性年收入。在 2005 年抽样调查数据中,平均耕地面积是 3.92 亩,人均年收入是 3 315.98元,户平均外出劳动力比例是 26.80%。在 2007 年抽样调查数据中,平均耕地面积是 3.64 亩,人均年收入 4 065.23 元,户平均外出劳动力比例是 15.40%。

收入不平等的度量仅仅能说明收入不平等的程度及其发展趋势,不能很好地解释造成收入不平等的根源。本文试图找出农村收入不平等的决定因素,并从定量分析的角度度量各因素对收入

不平等的贡献程度,只有这样政府才能制定具有针对性的财政政策来控制这些决定因素,从而达到缩小农村收入不平等的目的。

分别利用 2005 年和 2007 年吉林省农村抽样调查数据对收入方程(1)进行估计,得到的回归结果如表 1 所示。从农户收入方程的回归结果来看,整体方程通过显著性检验,而且绝大多数解释变量都在 1%的水平上显著。劳动力投入对农户收入的提高起到很大作用,2007 年比 2005 年提高 4个百分点。城镇化及工业化对农户收入增加有明显的影响,尤其是 2007 年工资收入者比例每增加一个单位,农户收入增长 78.69%。作为代表农户人力资本信息的户主受教育年限每增加一个单位,收入增加 2.44% ~4.39%。值得注意的是户主年龄变量系数符号是负的,这与人力资本理论不一致,可能是由于抽样调查数据的特殊性造成的,本文采用的抽样调查数据中户主的平均年龄分别在 41.18 岁和 47.79 岁,相对来说年龄偏大,人力资本存量相对较低,可能导致户主年龄对农户的收入产生负向的影响。地区虚拟变量表明地区之间的收入存在一定的差异,这可能是由于所处地理位置不同、资源禀赋不同造成的。

解释变量	2005 年收	(人方程	2007 年收入方程	
	变量均值或比例	系数估计值	变量均值或比例	系数估计值
常数项		8.0229 * * *		8.4186***
耕地面积(亩)	13.5978	0.0010	7.0274	0.0412 * * *
劳动力数量	3.4647	0.2416***	1.9295	0.2883 * * *
工资收入者比例	0. 2678	0.1676 * * *	0.1541	0.7869 * * *
工资性收入比例	0.4396	0.0814 * * *	0.2113	-0.0026 * * *
户主受教育年限	7.5124	0.0439 * * *	7.7536	0.0244 * * *
户主年龄	41.1807	-0.0040 * * *	47.7927	-0.0243 * * *
户主年龄平方/100		-0.0001 * * *		0.0236 * * *
户主性别	0.9255	0.0633	0.9864	0.1098
也区虚拟变量1	0.3565	0.0280	0.4367	0.1446 * * *
也区虚拟变量2	0.2929	0.3759 * * *	0.3152	0.0972 * *
也区虚拟变量3	0.3505	0.0737 * *	0.2481	-0.0906*
Adj – R ²		0.3932		0.5604
F - value		60.2731		137.3050
样本户	1007		1177	

表 1 农户收入方程估计

注:***、**和*分别表示系数估计值在1%、5%和10%置信水平下显著。

利用上述回归分解的方法分别对 2005 年和 2007 年吉林省农村收入不平等进行分解,分解结果如表 2 所示。

表 2 结果表明,2007 年吉林省农村内部收入不平等水平相比 2005 年有所增加。从 2005 年农村收入不平等水平的分解结果来看,劳动力数量、年龄、地区虚拟变量、受教育年限和工资性收入者这五个因素对收入不平等有很大的贡献。而在 2007 年劳动力数量、耕地、工资性收入者、年龄和地区虚拟变量对收入不平等有很强的解释作用。值得注意的是劳动力数量在 2005 年和 2007 年对收入不平等的贡献都是最大的,说明劳动力投入对收入不平等有很强的解释能力,贫困家庭通常具有较多的家庭成员,有较高的赡养率,因此收入水平较低。但是由这个因素造成的收入不平等是暂时性的,从长期来看,它的影响将逐渐消失,因为中国农村家庭成员数量和赡养率出现了趋同的趋势。代表地理位置差异的地区虚拟变量在收入不平等中占有相当大的比重。从短期或中期来看,地理因素不能轻易改变,但是由于农村总体收入不平等水平增加,使得地理因素对收入不平等的相对影响有所下降。2005 年地理因素解释了近 11% 的收入不平等,而 2007 年解释能力占总体收入不平

等的 2.68%, 下降了 8 个百分点。从代表人力资本对收入不平等影响的受教育年限和年龄变量的 分解结果来看,人力资本对收入不平等有比较大的影响作用。作为代表工业化程度的工资性收入 者变量对收入不平等的解释能力有所增加,2007年工资性收入者对收入不平等的作用占17.6%, 比 2005 年增加了 13 个百分点,这说明工业化程度对收入不平等的贡献在增加,农村劳动力的流动 对收入不平等的作用在逐渐增强。从总体上来说,当使用基尼系数作为度量收入不平等指标时,本 文采用的模型可以解释69%~78%的收入不平等程度,要素的总体解释能力很强,对相关政策的 制定有一定的借鉴意义。

通过上面的分析可以看出工资收入者对收入不平等有比较重要的影响,所以下面分别对外出 劳动力户和非外出劳动力户单独进行分析。2005年和2007年外出劳动力户和非外出劳动力户收 入方程如表 3 所示,并将收入不平等分解的结果在表 4 中列出。

无论对于外出劳动力户还是非外出劳动力户来说,收入回归方程中所有的解释变量都在统计 上显著。对外出劳动力户来说,在解释2007年收入不平等时,地区虚拟变量、劳动力数量、工资性 收入者、耕地、受教育年限和年龄变量有重要作用。而对非外出劳动力户来说,唯一的差异在于工 资性收入者要素对收入不平等不重要,其他变量的重要程度有所不同。

利用公式(7),

对 2005 年到 2007 年收入不平等变化 进行分解,分解结果 如表 2 所示。表 2 表明耕地对农村总 体收入不平等的变 化有最重要的贡献, 工资性收入也起到 了相当大的积极作 用。这说明随着非 农业收入的增加,工 业化程度对收入不 平等水平变化的影 响也有所增加。地 区差异和教育对收 入不平等水平的增 加起到了较大的负 面作用。处于不同 的地理位置,地理和 经济条件有明显不 同,但是从短期来看 这些要素是不容易 改变的。受教育水 平可以降低收入不

表2 农村收入不平等的分解结果

解释变量 -	2005 年		2007 年		2005 2007 to
	基尼系数	百分比	基尼系数	百分比	- 2005~2007年
劳动力	0.0830	33.9141	0.1109	28.6365	19.5669
耕地面积	0.0011	0.4531	0.0746	19.2669	51.5985
工资收入者	0.0112	4. 5652	0.0681	17.5771	39.9381
户主受教育年限	0.0170	6.9426	0.0045	1.1523	-8.7980
户主年龄	0.0288	11.7678	0.0346	8.9421	4.0861
户主性别	0.0011	0.4573	0.0003	0.0881	-0.5460
地区虚拟变量	0.0265	10.8222	0.0104	2.6788	-11.3160
所有自变量	0.1688	68.9223	0.3034	78.3418	94.5293
全部	0.2448	100,0000	0.3873	100.0000	100.0000

表 3 外出劳动力户和非外出劳动力户收入方程估计

解释变量	2005 年		2007 年	
	外出劳动力户	非外出劳动力户	外出劳动力户	非外出劳动力户
常数项	7.7239 * * *	6.6427 * * *	8.3943 * * *	8.6748 * * *
耕地面积(亩)	0.0223 * * *	-0.0261 * * *	0.0075	0.0595 * * *
劳动力数量	0.2364 * * *	0.2732 * * *	0.2925 * * *	0.2164 * * *
工资收入者比例	0.2376 * * *	-	0.8373 * * *	·
工资性收入比例	0.0641 * *		-0.0027 * * *	
户主受教育年限	0.0641 * * *	0.0341 * * *	0.0178	0.0218 * * *
户主年龄	-0.0082 * * *	0.0632 * * *	-0.0023	-0.0327 * * *
户主年龄平方/100	-0.0003 * * *	-0.0605 * * *	0.0032	0.0315 * * *
户主性别	0.0838	0.0158	-0.0458	0.1359
地区虚拟变量1	-0.0252	0.0883 * *	0.2412 * * *	0.2256 * * *
地区虚拟变量2	0.6052 * * *	0.2470 * * *	0.7392 * * *	-0.0110
地区虚拟变量3	0.1363 * * *	-0.0330	0.0411	-0.1545 * * *
Adj – R ²	0.4993	0.5105	0.7443	0.3653
F – value	54. 3880	49.2128	57.3625	62.5074
样本户	590	417	214	963

注:同表1。

表 4 外出劳动力户和非外出劳动力户收入不平等的分解结果

解释变量 -	2005 年		2007 年	
	外出劳动力户	非外出劳动力户	外出劳动力户	非外出劳动力户
劳动力	24.8162	38.3388	24.6617	21.2468
耕地面积	11.0155	4. 1641	3.3413	26. 2978
工资收入者	3.7719		9.4493	6 L S2
户主受教育年限	8.0583	4.0084	2.3129	1.3079
户主年龄	13.5837	26. 2805	1.3508	12.443
户主性别	0.9707	0.0257	0.0843	0.1758
地区虚拟变量	14.9675	7.7007	25.2765	5.4931
所有自变量	77. 1838	80.5182	66.4768	66.9644
全部	100.0000	100.0000	100.0000	100.0000

平等水平,随着科学 技术的进步,教育等 人力资本在农村经 济发展中将起到越 来越大的作用,所以 加强农村教育建设 对降低农村收入不 平等水平有着深远 的意义。

四、结论

本文旨在研究经济快速增长时期导致农村收入不平等水平增加的要素,达成了一些实证性结论。首先,解释 2005 年农村收入不平等水平的要素有劳动力数量、年龄、地区虚拟变量、受教育年限和工资性收入者。其中劳动力数量的解释能力占总体收入不平等的 33.91%。2007 年的重要解释要素有劳动力数量、耕地、工资性收入者、年龄和地区虚拟变量。其中劳动力数量的解释能力占总体收入不平等的 28.64%,与 2005 年相比下降了 5.27 个百分点,说明劳动力的投入对农村收入不平等的影响在下降,而劳动力流动、农民自身的人力资本水平以及地区差异对收入不平等起到了比较明显的作用。其次,解释 2005 年和 2007 年农村收入不平等水平变化的重要变量是耕地、工资性收入者和劳动力数量,其中耕地的作用占 51.60%,超过一半的解释能力,而教育水平可以降低农村收入不平等水平。基于本文的实证研究结论,为缩小农村收入不平等水平,应当大力增加农村耕地的利用率;加大对农村基础建设投入,缩小地域间的差异;合理、有序、积极地推进农村富余劳动力向城市流动,增加农户的非农业收入;加大农村基础教育的投入,普遍提高农民受教育水平。只有努力缩小农村收入不平等水平,才能达到普遍提高农民生活水平,建设社会主义和谐社会的目标。

【参考文献】

- [1] Rao V. Two Decompositions of Concentration Ratio[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1969, 132(3):418 425.
- [2] Layard P, Zabalza A. Family Income Distribution; Explanation and Policy Evaluation [J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(5):133-161.
- [3] Shorrocks A. Inequality Decomposition by Factor Components[J]. Econometrica, 1982, 50(1):193-211.
- [4] Bourguignon F. Decomposable Income Inequality Measures[J]. Econometrica, 1979, 47(4):901-920.
- [5] Cowell F. On the Structure of Additive Inequality Measures [J]. Review of Economic Studies, 1980, 47(3):521-531.
- [6] Shorrocks A. Inequality Decomposition by Population Subgroups[J]. Econometrica, 1984, 52(6):1369-1385.
- [7] Oaxaca R. Male Female Wage Differentials in Urban Labor Markets[J]. International Economic Review, 1973, 14 (3):693-709.
- [8] Blinder A. Wage Discrimination; Reduced Form and Structural Estimates [J]. Journal of Human Resources, 1973, 8 (4):436-455.
- [9] Juhn C, Murphy K, Pierce B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill[J]. Journal of Political Economy, 1993, 101(3):410-442.
- [10] Bourguignon F, Fournier M, Gurgand M. Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979 94
 56

- [J]. Review of Income and Wealth, 2001, 47(2):139-163.
- [11] DiNardo J, Fortin N, Lemiux T. Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973 1992: A Semi parametric Approach [J]. Econometrica, 1996, 64(5):1001 1044.
- [12] Deaton A. The Analysis of Household Surveys [M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1997.
- [13] Cancian M, Reed D. Assessing the Effects of Wives Earning on Family Income Inequality[J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80(1):73-79.
- [14] Fields G, Yoo G. Falling Labour Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes [J]. Review of Income and Wealth, 2000, 46(2):139-159.
- [15] Podder N, Mukhopadhaya P. The Changing Pattern of Sources of Income and Its Impact on Inequality: The Method and Its Application to Australia, 1975 94[J]. Economic Record, 2001, 77(238): 242 251.
- [16] Morduch J, Sicular T. Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China [J]. Economic Journal, 2002, 112 (476):93-106.
- [17] Shorrocks A. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value [2]. Working Paper, Department of Economics, University of Essex, 1999.
- [18] Shapley L. A Value for N Person Games [A]. Contributions to the Theory of Games 11 [C]. New Jersey: Princeton University Press, 1953;307 317.
- [19] Wan GH. Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression based Approach [J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(2):348 363.
- [20] 万广华. 中国农村区域间居民收入差异及其变化的实证分析[J]. 经济研究,1998,(5):36-49.
- [21] 肖宜滨. 不同收入来源对农民收入差异的影响[J]. 江苏统计,1998,(2):28-30.
- [22] Ravallion M, Chen S. When Economic Reform is Faster than Statistical Reform: Measuring and Explaining Income Inequality in Rural China [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61(1):33-56.
- [23] 陈传波,丁士军等. 农户收入及其差异的影响因素分析[J]. 农业技术经济,2001,(4):11-15.
- [24] 张晓辉. 中国农村居民收入分配实证描述及变化分析[J]. 中国农村经济,2001,(6):11-17.
- [25] 兰萍. 中国农村居民收入差距状况的分析[J]. 商业经济与管理,2002,(4):51-53.
- [26] Wan GH, Zhou ZY. Income Inequality in Rural China: Regression based Decomposition Using Household Data[J]. Review of Development Economics, 2005, 9(1):107 120.
- [27] 唐平. 农村居民收入差距的变动及影响因素分析[J]. 管理世界,2006,(5):69-75.
- [28] 刘娟,王秀清. 湖北省农村家庭收入分配状况与影响因素分析[J]. 农业技术经济,2006,(4):68-72.

「责任编辑 王晓璐 韩淞宇]

The Causes for Change of Rural Income Inequality: Based on Regression – based Decomposition

ZHAO Liang¹, ZHANG Shi - wei²

- (1. Institute of Economics of Jilin Academy of Social Science, Changchun Jilin, 130033;
- 2. Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun Jilin, 130012, China)

Abstract: In recent years the China rural resident received the sustained growth of income, but income gap continued to expand. By using sample survey data in rural areas of Jilin Province, the paper applied regression – based decomposition methods in the study of the causes for rural income inequality and its change. The study shows that labor input, wage income and human capital play a significant role on the increase of farmers' income. The factors which impact on rural income inequality include: the level of labor input, arable land, wage income, human capital, as well as regional differences. Arable land, wage income and labor inputs have significantly affect on the increase of rural income inequality, and arable land function accounts for 51.60% which is more than half of the explanatory ability. Education has a role on reducing the income inequality.

Key Words: income inequality, household, arable land, human capital