

# 贫困地区收入不平等的决定因素： 基于西海固农户数据的分析

樊丽明 杨国涛 范子英\*

**摘要** 本文根据宁夏西海固八个国家扶贫开发工作重点县的72个村720个农户的贫困监测数据,分析了贫困地区农村内部不平等状况变化、来源以及形成原因。研究发现:(1)西海固地区不平等程度属于较为合理的区间范围,明显低于全国贫困地区的总体水平;(2)人力资本是导致收入不平等的最重要因素。在人力资本变量中,外出务工对不平等的贡献率最大;(3)在导致收入不平等的各变量中,家庭规模的贡献率最大,但呈现下降的趋势;土地成为影响贫困地区收入不平等的主要因素之一,而且作用在显著加强。

**关键词** 贫困 收入不平等 夏普里值

## 一、引言

改革以来,扶贫取得了巨大成就,但我们注意到,收入差距逐步扩大。中国农村绝对贫困人口由1978年的2.5亿减少至2007年的1479万,贫困发生率降至1.6%,低收入人口比重也下降至3% (国家统计局农村社会调查司,2009a)。按新扶贫标准1196元测算,2008年中国农村贫困人口为4007万,贫困人口比例为5.6% (国家统计局,2009)。与此同时,中国农村居民的基尼系数1982年是0.23,1990年上升到0.31,2000年是0.35,2006年达0.37 (刘瑛,2008)。有理由相信,贫困地区收入不平等的加剧使贫困者更加感到一种相对剥夺感,这也是现代社会犯罪和冲突的一个重要原因。现有文献证实了收入不平等与犯罪的关系密切 (白雪梅和王少瑾,2007;陈屹立,2007;胡联合等,2005);另外,贫困地区的收入不平等加剧,会直接导致对穷人健康、教育等的负面冲击。封进和余央央 (2007) 研究认为,在收入差距较高时,收入差距对健康的影响主要为负向的;如果低收入人群的收入更容易受到负向冲击,那么收入差距对低收入人群的健康更为不利。因此,分析中国西部贫困地区收入不平等的现状及其成因,探讨如何瞄准贫困农户,以提高政府扶贫效率是值得研究的课题。

\* 樊丽明,山东大学经济学院,Email: fanli@sdhu.edu.cn,通信地址:山东济南市山大南路27号山东大学经济学院,邮政编码:250100;杨国涛,山东大学经济学院,Email: ygt61@126.com,通信地址:宁夏银川市西夏区贺兰山西路489号宁夏大学经济管理学院,邮政编码:750021;范子英,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,Email: ivan@163.com;鸣谢国家自然科学基金(项目编号:70663006)、第四十三批中国博士后科学基金(资助编号:20080431204)的资助;感谢匿名审稿人富有洞见的评论和宝贵的修改意见,感谢参加第九届中国经济学年会的讨论者对本文提出的建设性意见;感谢宁夏大学经济管理学院研究生尚永娟对本文付出的辛勤劳动;文责自负。

国内外有大量文献使用国家、省级和住户等不同层次的数据研究中国农村地区收入不平等问题,其中近期的文献使用基于回归方程的夏普里值(Shapley Value)分解法研究了农村收入不平等的决定因素,从不同的角度探讨收入不平等的成因(Wan, 2004a; Wan and Zhang 2006; Wan et al., 2007; 田士超和陆铭, 2007a; 许庆等, 2008a; 邢鹏等, 2008a)。早期关于收入不平等的文献大多数采用指数分解的方法,这样所得到的结论可能有很大的偏差,而基于回归方程的夏普里值分解法能有效地克服常规指数分解的局限。首先,该方法允许根据任一种不平等度量指标来排列收入决定因素,Gini系数、GE指数等皆可使用;其次,该方法能在限定其他因素的条件下,研究某一属性对收入不平等的贡献大小,判断哪些属性是造成收入不平等的主要决定因素,因而分解结果较之以前更为精确和可信;再次,它不要求预先设定等式,只要能够估算出回归方程就可以了;最后,它对回归方程的形式没有限制,是基于一种灵活的建模方式,可以是线性或者非线性方程,也可以是联立方程中的一个模型,因此,研究结果对收入不平等的度量指标更为稳健(万广华, 2008a)。

比较使用回归分解技术的文献发现,由于使用的数据、研究的视角和关注的重点不同,研究结论也有较大差异。以教育水平对收入不平等的贡献率为例,不同研究者的结论显著不同。万广华等(2005)基于广东、湖北、云南三个省的农户调查数据得出1996—2002年教育水平对收入不平等的贡献率大约是2%—3.5%,在不平等的构成要素中,教育并不是一个重要的因素。而田士超和陆铭(2007b)借助上海市1413户家庭的微观数据研究表明教育水平对不平等的贡献率是21.56%,在不平等的构成要素中,教育是最重要的影响因素。许庆等(2008b)采用吉林、四川、江西和山东四省1993—2000年农户调查数据发现教育水平对收入不平等的贡献率为8.3%—12.09%。邢鹏等(2008b)利用在贵州省普定县随机抽取的三个村庄的全户调查数据,研究发现教育水平对收入不平等的贡献率是9.5%。导致不同结论的原因除了样本数据的选择之外,还有经济发展水平等方面的影响因素,即使针对西部农村不同的贫困地区,也可能得出有差异性的结论,而选择相对同质性的地区作为样本则可以在一定程度上缓解该问题。

本文使用跨期中国农村贫困监测的家庭水平数据,在关注人力资本对收入不平等影响的基础上,与以往文献相比,本文试图回答的主要问题是:(1)贫困地区农户之间的收入不平等是否更加严重,收入不平等是否与经济发展直接相关;(2)人力资本对贫困地区农户收入不平等的影响程度及其变化如何;(3)贫困地区农户收入不平等的形成原因是什么,与全国其他地区有何异同。本文接下来的安排如下:第二部分是介绍所使用的数据;第三部分是本文所使用的分解回归方法;第四部分是不平等分解的结果;第五部分是结论和政策含义。

## 二、调查地点的基本情况

宁夏地处中国西北、黄河中上游,总面积6.64万平方公里。2008年年末常住人口617.69万人,农民人均纯收入3681.4元。宁夏北部是平原,有14个县(市、区),经济发展水平相对较高;南部属于黄土高原和荒漠化草原,这里严重缺水,生态环境脆弱,有

8个县(区),以丘陵、山地为主,面积占宁夏的59%。数据的调查地点集中在8个贫困县,如图1所示。全国592个国家扶贫开发工作重点县中宁夏的8个县都集中于南部山区,该地区被国家列入重点扶贫地区之一,称西海固,与甘肃的河西、定西通称“三西”地区。1983年以来,国务院将西海固地区列为国家“三西”农业专项建设计划,采取了一系列综合措施,开展了大规模的综合治理和扶贫开发建设。

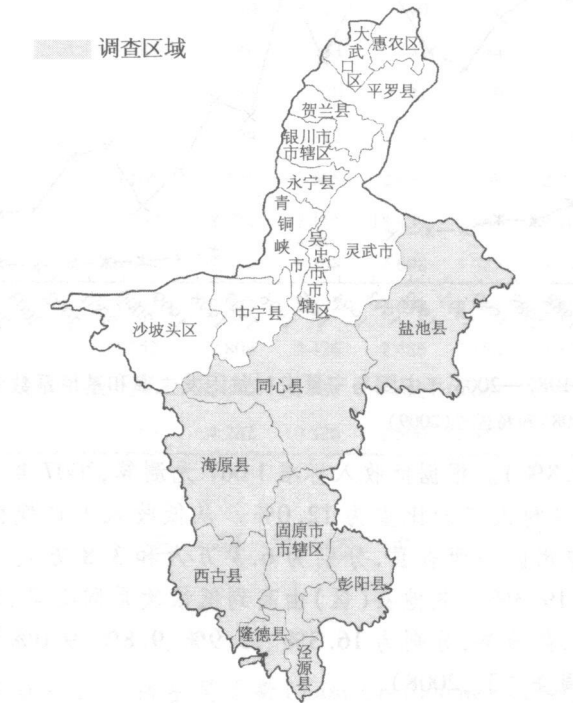


图1 数据的调查地点

与全国比较,宁夏西海固贫困状况更为严重,但扶贫效果比较显著。西海固地区绝对贫困人口由1982年的119.3万减少至2007年的88万,贫困发生率从74.8%降至4.3%。按新扶贫标准1196元测算,2008年贫困发生率为13.42%。从图2我们发现,西海固贫困发生率正在接近全国的水平。1984年西海固和全国分别是48.9%和15.1%;2007年分别是4.3%和1.6%。我们也看到,伴随着贫困发生率的下降,农村居民内部收入差距在扩大。宁夏农村基尼系数变化趋势与全国是一致的,但波动幅度更大<sup>①</sup>。1982年是0.29,1990年上升到0.31,2000年上升到0.36,2005年是0.38,2006年又下降为0.35。

从收入结构分析,2007年西海固农村居民人均纯收入为2191元,其中外出务工收入688元,农业纯收入616元。农民人均生活消费支出2028元。从消费结构分析,占农民生活消费总支出比重最大的前三类支出分别为食品(43.6%)、居住(16.9%)和医

① 由于数据资料的限制,本文未能计算历年宁夏西海固的基尼系数。

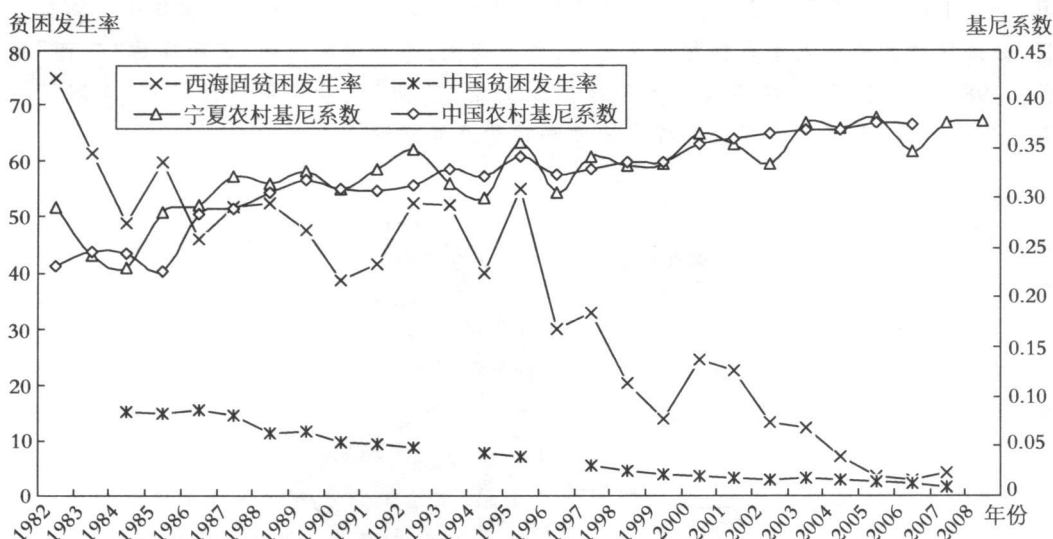


图2 1982—2008年中国与宁夏农村贫困发生率和基尼系数变化趋势

数据来源:刘瑛(2008)和杨国涛(2009)。

疗保健消费支出(9.8%)。根据低收入标准1067元测算,2007年西海固8县低收入人口为24.8万人,占乡村人口的比重为12.0%。从低收入人口规模看,海原县最高,为7.2万人。其次是原州区和西吉县,分别为6.3万人和3.8万人。从低收入人口比重看,海原县最高,达19.3%。其他县(区)由高到低依次是同心县、原州区、泾源县、西吉县、隆德县、彭阳县、盐池县,分别为16.3%、15.9%、9.8%、9.0%、8.4%、5.3%、0.6%(国家统计局宁夏调查总队,2008)。

本文使用了2005年和2008年宁夏西海固农村贫困监测数据。2005年的数据是宁夏调查总队根据国家扶贫工作重点县样本抽选方法重新抽样的基础年份数据,2008年的调查农户是与2005年的农户对应的跟踪调查。本文采用2005年和2008年的农户数据中描述不平等状况、变化及其影响因素。回归分解采用两期综列数据建立收入决定方程,有效样本量为1440个。调查数据主要包括收入及其构成、消费及消费结构、家庭特征和外部环境等信息。表1显示了8个国家扶贫工作重点县的调查统计结果,表中列出了各县调查村的总户数、总人口和总劳动力数量。调查村和调查户数是根据宁夏8个扶贫重点县人口权重分配样本数量,包含了72个观察村的720个农户,其中近一半是回族村。除西吉县1个调查村未通电话之外,各县调查村均已通公路、通电话、通电。调查样本中,人均纯收入最高的是盐池县,比宁夏农民人均纯收入低588元;最低的是海原县,比宁夏农民人均纯收入低1290元。

表 1 2008年西海固 8个国家扶贫工作重点县的调查概况

	盐池	同心	原州	西吉	隆德	泾源	彭阳	海原
调查村 /调查户数	8/80	10/100	10/100	10/100	8/80	6/60	10/100	10/100
少数民族村个数	0	7	5	5	0	5	2	10
通公路的村个数	8	10	10	10	8	6	10	10
通电话的村个数	8	10	10	9	8	6	10	10
通电的村个数	8	10	10	10	8	6	10	10
距县城距离(千米)	45	46	43	47	44	40	49	48
距乡镇距离(千米)	34	34	30	31	19	30	29	25
距车站距离(千米)	13	29	12	14	25	32	12	16
调查村总户数(户)	3 109	4 135	3 665	2 977	2 298	2 028	4 362	6 161
调查村总人口(人)	12 757	18 774	17 115	15 839	9 761	9 167	19 220	30 778
调查村劳动力(人)	6 664	8 599	9 868	7 698	5 025	4 793	11 152	15 544
人均纯收入(元)	3 093	2 774	2 874	2 698	2 914	2 559	2 837	2 391
生活消费支出(元)	3 152	2 808	2 426	2 485	3 156	3 134	2 648	1 893
年末耕地面积(亩)	81 266	61 440	51 056	40 652	19 089	13 550	77 865	132 646
有效灌溉面积(亩)	19 565	4 282	10 526	2 500	2 647	0	13 181	12 835

数据来源:作者计算。

### 三、研究方法

#### (一) 度量指标

收入不平等的度量指标包括基尼系数(Gini Coefficient)、变异系数(Coefficient of Variation)、阿特金森指数(Atkinson Index)和广义熵指数(Generalized Entropy Index)。基尼系数是1912年基尼在Lorenz曲线基础上提出的度量收入不平等的指标,是至今最为广泛使用的指标之一。变异系数反映了收入偏离平均水平的相对差距。简单变异系数忽视了分析样本中各个家庭人口数不一样的问题,因此,通常使用加权变异系数。Atkinson(1970)提出的阿特金森指数是将收入分配与社会福利相结合,收入分配越平均,社会福利水平越高。

本文通过定义广义熵指数讨论几个指标之间的联系和区别。广义熵指数是由Theil(1967)提出并发展的(Theil 1972)。离散的广义熵指数定义如下:

$$GE = \frac{1}{\theta^2 - \theta} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{\bar{Y}} \right)^\theta - 1 \right] \quad (1)$$

其中,  $Y_i$  表示个体收入,  $\bar{Y}$  表示平均收入,  $n$  是观测值个数。  $\theta$  是一个常数,其值代表不平等的厌恶程度。  $\theta$  值越小,不平等的厌恶程度越大。根据  $\theta$  的不同取值,可以更直观地发现不平等指标之间的联系和区别。当  $\theta \rightarrow 0$  时(取极限),广义熵指数转化为平均对数差,又称泰尔第二指数,也称泰尔-L指数,用  $GE(0)$  表示;当  $\theta \rightarrow 1$  时(取极限),广

义熵指数转化为泰尔指数,又称泰尔第一指数,也称泰尔-T指数,用  $GE(1)$ 表示;当  $\theta \rightarrow 2$  时(取极限),广义熵指数是变异系数平方的二分之一;当  $\theta = 1 - \varepsilon$ 时,就是著名的阿特金森指数。

## (二) 分解方法

传统不平等分解主要可以分为不平等水平的分解和不平等变化的分解,不平等水平的分解旨在分析不平等程度由哪些因素构成,而不平等变化的分解则旨在分析不平等程度是由哪些因素引起的。对不平等的分解也可分为按要素分解(又称为分项收入分解)和按人口分组的分解。

传统分解方法有两个缺陷。首先,把收入不平等仅仅归结于收入来源而非收入决定因素。各分项收入来源仅仅是总收入的构成部分,而农户总收入是由人力资本、物质资本和家庭特征等属性来决定的,这些决定因素影响全部收入来源,但很难找出一一对应的关系。所以,按要素分解导致把整个收入不平等仅仅归结于收入来源而不是决定因素。其次,由某一要素带来的收入是由该要素的禀赋程度及要素回报率共同决定的,要素分解无法将二者区分开来。比如教育水平对农户收入不平等的贡献一方面取决于教育水平在农户之间的差异程度,另一方面则是由教育的边际回报率引起的。回归分解方法弥补了按照要素分解的这两个缺陷。

收入不平等分解的最新进展是将回归方程和夏普里值分解原理有机地结合起来(Wan 2004b; 万广华, 2008b)。Oaxaca(1973a)最早提出了分解两组人群之间收入均值差异的方法。Fields and Yoo(2000)及Morduch and Sicular(2002)提出了以回归方程为基础的不平等分析框架。Wan(2002a)指出了上述以回归方程为基础的不平等分解方法存在的不足,并提出了回归分解的最新方法,该方法将回归方程和夏普里值分解原理有机地结合起来。

首先设定一个收入决定方程。传统的生产理论认为生产的三要素是资本、劳动、土地,农业生产也不例外。人力资本理论又将资本划分为人力资本和物质资本。人力资本是物化在人身上的资本,是生产者接受教育、职业培训以及自身生活经验的凝结,即物化于生产者自身的各种生产知识、管理技能和健康素质的存量总和。本文基于人力资本理论和生产函数建立农户收入决定方程,并将劳动力的数量和质量方面的信息纳入人力资本分析的范围内,其中包括劳动力占家庭常住人口比重、劳动力平均受教育年限、劳动力外出务工和技能培训情况、家庭成员的健康因素等<sup>①</sup>。收入决定方程的因变量是农民人均纯收入;自变量有五大类——人力资本、家庭特征、家庭资产、生产结构和地区哑变量(见表2)。具体的收入方程如下:

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \beta_1 RZ_i + \beta_2 JT_i + \beta_3 JZ_i + \beta_4 SJ_i + \beta_5 Dummy_i + u \quad (2)$$

方程(2)是半对数模型。下标  $i$ 表示农户,  $\ln Y_i$ 是家庭中人均纯收入的对数,  $RZ$ 是

<sup>①</sup> 事实上,这些变量也体现了家庭特征的信息,很难严格的区分开来。另外,家庭特征变量中“户主年龄”也可以认为是生活经验的凝结,但本文把“户主年龄”放在家庭特征变量中考虑;“外出务工”列入人力资本变量中,是因为农民外出务工可以获得经验、更新观念,明显提高劳动者“质”的水平。实际上,在“干中学”的过程中起到了“培训”的作用。

家庭成员的人力资本,  $JT$  是农户的家庭特征,  $JZ$  是家庭资产,  $SJ$  是生产结构,  $Dummy$  是地区哑变量。现有的研究已经证实了半对数模型或者优于其他模型, 或者与其他模型没有显著的拟合优度差异。建立收入决定方程是分解研究的第一步, 如果在分解时仍旧使用收入的对数作为因变量来分解, 会造成对收入变量分布的扭曲(赵剑治和陆铭, 2009)。因此, 分解收入决定方程时对两边取指数, 待分解的方程如下<sup>①</sup>:

$$Y_i = \exp(\hat{a}_0) \exp(\beta_1 RZ_i + \beta_2 JT_i + \beta_3 JZ_i + \beta_4 SJ_i + \beta_5 Dummy_i) \exp(\hat{u}) \quad (3)$$

在上式中  $\exp(\hat{a}_0)$  是一个常数项。Wan(2002h, 2004c)重点研究了常数项和残差项。收入决定方程是半对数模型, Shorrocks(1999)的夏普里值分解方法可以接受一个非线性的收入函数, 一旦原始收入代入半对数模型, 常数项就变成了一个常数。当运用收入不平等的相关指标时, 它能够从方程中去掉而不会对结果产生任何影响。在半对数收入函数中, 残值  $\hat{u}$  的影响程度可以很容易地由收入不平等总量与其他解释变量影响程度之和的差得到, 因此, 残差的作用可以表述为此方程中的变量所不能解释的收入差距部分<sup>②</sup>。通常采用残差的影响与总收入差距的比率表示没有被解释的收入差距部分, 而 1 减去这个比率就可以得到解释收入差距的部分, 它反映了模型中全部变量对于收入差距的解释程度(Wan, 2002c)。

建立收入决定方程之后, 将收入不平等指标的计算方法运用到这个模型的两端, 从而得出各自变量对于收入不平等指标的贡献度。本文采用的不平等指标是 Gini 系数、Atkinson 指数、GE(0)指数和 CV2 指数。在收入不平等的形成过程中, 一个因素对于不平等的贡献取决于两个方面: 一方面是这个因素与收入的相关程度即偏效应系数的大小; 另一个方面是这个因素的分布不平等程度。给定一个因素与收入的偏效应系数, 该因素的分布不均程度越严重, 它对收入不平等的贡献也越大; 而给定一个因素的分布不均程度, 它对收入的偏效应系数越大, 对收入不平等的贡献也就越大<sup>③</sup>。这就是基于回归分析的收入不平等分解方法的基本原理<sup>④</sup>。

表 2 变量的含义及其统计性特征

变量类别	变量名称	变量含义	混合计算		2005 年		2008 年	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
Y	人均收入	农村居民年人均纯收入(元)	2 289.7	1 466.7	1 797.8	1 128.2	2 781.6	1 596.2
RZ	教育水平	整半劳动力平均受教育年限(年)	5.7	2.7	5.5	2.7	5.9	2.7
	劳动力	劳动力占家庭常住人口比重	0.6	0.2	0.6	0.2	0.6	0.2
	培训	家庭成员是否受过培训(1 = 有, 0 = 无)	0.3	0.5	0.3	0.5	0.4	0.5

① 如果虚拟变量是代表年份, 也能从方程中去掉, 待分解的方程亦可以写成:

$$y_i = \exp(\hat{a}_0) \exp(\beta_1 JT_i + \beta_2 RZ_i + \beta_3 JZ_i + \beta_4 SJ_i) \exp(Dummy_i) \exp(\hat{u})$$

② 在理想的状态下, 残差的影响为零, 这时总收入差距能 100% 被方程中的变量所解释, 而这需要收入决定方程达到完美的拟合。但是, 一般来说, 残差很少为零。

③ 极端地讲, 如果一个因素的分布完全平等, 或者这个因素与收入完全无关, 那么, 它对收入不平等的贡献都为零。

④ 分解方法最早由 Oaxaca(1973b)提出, 本文引自田士超和陆铭(2007c)对该方法的描述。

续表

变量类别	变量名称	变量含义	混合计算		2005年		2008年	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
	外出务工	家庭总计外出务工时间(天)	57.6	66.9	51.0	64.0	64.3	69.2
	家庭病患	医疗支出800元以上(1=有,0=无)	0.2	0.4	0.2	0.4	0.2	0.4
JT	户主年龄	户主年龄(年)	45.3	9.8	44.1	9.6	46.5	9.8
	年龄平方	户主年龄的平方	2 147.4	904.7	2 034.3	863.1	2 260.4	931.4
	家庭规模	家庭常住人口数(人)	4.9	1.5	5.0	1.5	4.9	1.4
JZ	人均资产	人均生产性固定资产原值(元)	2 013.6	2 522.9	1 649.0	2 027.3	2 378.3	2 891.9
	人均土地	人均土地面积(亩)	6.9	6.7	6.4	5.2	7.4	7.9
	灌溉比例	农户的有效灌溉面积除以耕地面积	0.1	0.3	0.1	0.3	0.2	0.3
SJ	农业比重	第一产业收入占总收入的比重	0.4	0.7	0.4	0.3	0.4	0.8
DW	县哑变量	各县=1-8	4.5	2.3	4.5	2.3	4.5	2.3

数据来源:作者计算。

#### 四、不平等状况及分解结果

##### (一) 总体不平等状况

表3是按农户人均纯收入计算的8个县级收入不平等指数。从总体上看,西海固农村内部收入不平等属于较为合理的区间范围,年际间波动不大。2005年西海固农村居民收入分配的基尼系数为0.306,宁夏是0.348,比宁夏农村基尼系数低0.042。2008年西海固农村居民基尼系数为0.296,宁夏是0.379,比宁夏农村基尼系数低0.083。宁夏贫困山区与川区收入差异较大,这种差异是导致贫困地区的基尼系数小于宁夏农村总体基尼系数的主要原因之一。以2008年为例,宁夏农村人均纯收入是3 681.42元,北部川区收入是4 929.85元,而西海固(南部山区)仅为2 578.30元(宁夏回族自治区统计局,2009)。全国扶贫工作重点县的统计数据也显示,贫困地区的基尼系数小于全国农村基尼系数。2005年国家扶贫工作重点县农村居民收入分配的基尼系数为0.33,低于全国0.375的水平(国家统计局农村社会经济调查司,2007);2007年国家扶贫工作重点县农村居民收入分配的基尼系数为0.332,是2000以来的最高水平,但仍低于全国的平均水平(国家统计局农村社会经济调查司,2009b)。

西海固农村内部收入不平等程度较小,不平等程度主要来自于县内部,而不是县与县之间的差异<sup>①</sup>。从2008年的数据计算得出,总样本的基尼系数是0.296,Atkinson指数是0.077,GE(0)指数是0.204,GE(1)指数是0.148,CV指数是0.567。各县之间的收入不平等水平差异较大。盐池县的收入不平等指数最大,基尼系数是0.386,并且盐池县也是8县中经济活动水平最高的县。比较2005年和2008年各县的收入不平等指

<sup>①</sup> 作者对县内和县之间的不平等指数分解发现,收入不平等主要是由县内不平等造成的,8个贫困县之间的差异对不平等的影响很小,本文未列出相关计算结果。



数变化发现,县不平等程度在年际间波动幅度较大,但总体上各县的不平等程度都在较为合理的区间范围内<sup>①</sup>。邢鹞等(2008c)基于贵州三个村庄的农户调查数据研究发现各村庄基尼系数均超过了0.4并高于同期全国农村水平。

表3 按家庭人均纯收入计算的不平等指数

县级	2005	2008	2005	2008	2005	2008	2005	2008	2005	2008
	Gini		Akinson( $\epsilon=0.5$ )		GE(0)		GE(1)		CV	
整个样本	0.306	0.296	0.079	0.077	0.192	0.204	0.159	0.148	0.607	0.567
盐池县	0.272	0.386	0.06	0.156	0.127	0.725	0.118	0.261	0.495	0.864
同心县	0.317	0.255	0.085	0.053	0.166	0.107	0.19	0.109	0.742	0.499
原州区	0.294	0.289	0.07	0.068	0.144	0.149	0.145	0.136	0.583	0.537
西吉县	0.24	0.253	0.048	0.05	0.105	0.104	0.094	0.102	0.433	0.471
隆德县	0.301	0.252	0.083	0.053	0.256	0.115	0.16	0.105	0.607	0.467
泾源县	0.315	0.318	0.08	0.087	0.173	0.203	0.16	0.167	0.587	0.584
彭阳县	0.339	0.279	0.099	0.074	0.264	0.183	0.191	0.139	0.639	0.536
海原县	0.331	0.308	0.098	0.077	0.278	0.164	0.192	0.158	0.676	0.598

数据来源:作者计算。

## (二) 回归分解过程及结果

### 1. 收入决定方程的估计

表4是农户收入决定方程的估计结果。我们发现人均生产性固定资产和地理位置哑变量在统计上不显著,其他所有变量不仅都在1%、5%或10%的水平上显著,而且系数的正负号与预期的基本相同。人均生产性固定资产在统计上不显著,可能的原因是:在有限的土地约束和富裕劳动力前提下,贫困地区农户的生产性固定资产投资过剩,边际回报率很低,这一点可以从生产要素的短线平衡原理得到解释<sup>②</sup>。地理位置在统计上不显著,这是因为我们使用的数据是一个相对小范围内的样本,地区之间的同质性很强,包括自然条件、交通设施、文化等都比较相近,因而地理本身并不构成农户之间收入差异的决定性因素。

我们重点关注人力资本对收入的影响<sup>③</sup>。人力资本变量中,劳动力平均受教育年限

① 因为本文使用的是720个农户固定观察数据,该数据是2005年重新抽样,2008年的720个户和2005年是一一对应关系,所以收入不平等在两年间的变化具有可比性。

② 所谓短线平衡是指生产要素的整体功能水平不是受制于总体中最高水平的生产要素,也不是受制于总体中处于平均水平的生产要素,而是受制于总体中最低水平的生产要素。从农业上讲,土地是个短线约束,资本、劳动、土地等生产要素必须有适当的分配比例,才能发挥其效率。例如,在土地不变和农业劳动力过剩的前提下,农业生产机械对劳动力的替代并不能提高人均劳动生产率,从而明显地增加农户收入。

③ 北京大学中国经济研究中心(CCER)与世界银行研究院(WBI)2001年举办“扶贫与发展”系列研讨会。会议提到“第二代农村反贫困策略”。研讨会认为上个世纪实施的开发式扶贫重点是帮助农民和农村企业投资生产性项目以及基础设施建设,而对教育和卫生方面直接关系到贫困农村人口人力资本素质的投资,则由于种种原因比较薄弱。开发式扶贫方针是正确的。然而,开发对象不仅包括生产性项目,更应注重人力资源。因此,未来很长时期内应“从集中投资生产项目向增加投资人力资本方向转变”。

显著为正,加入平方项以后,估计系数不显著,因而剔除了受教育年限平方项。其他条件保持不变的情况下,家庭劳动力平均受教育年限增加1年,导致农户收入增加3.39%。2008年西海固整半劳动力教育水平是5.9年,家庭平均受教育年限最高的是12.5年。贫困地区的教育水平及教育回报率与其他地区比较有何差异呢?张林秀(2005)研究表明,中国农村劳动力平均教育水平为6年,教育回报率为4%左右,而整个亚洲农村劳动力教育水平为8年,教育回报率超过10%<sup>①</sup>。回归结果发现,外出务工在统计上具有很强的显著性。控制其他变量,外出务工时间每增加1天,农户收入增加0.17%。另外,劳动力占家庭常住人口的比重和是否参加技能培训对收入起到了正向的作用,而家庭病患对收入起到了负向作用。在家庭特征变量中,户主年龄系数为正,户主年龄平方的系数为负,这与人力资本理论的解释相吻合。家庭规模对收入的影响显著为负,而且偏效应较大。其他条件保持不变的情况下,家庭人口增加1人,导致农户收入下降12.44%;2008年的农户样本中,家庭的平均人口有4.9人,最小规模家庭1口人,最大规模家庭11人,人口在家庭之间的分布比较离散。家庭资产变量中人均土地具有很强的显著性,对农户收入增加起到了正向的作用。其他条件保持不变的情况下,家庭人均土地增加1亩,农户收入增加1.58%。代表生产结构变量的第一产业收入占总收入的比重越大,农户的收入越低。

表4 农户收入决定方程的估计结果

类别	变量名称	参数估计	T 值	显著性水平
RZ(人力资本)	教育水平	0.03389	4.380	0.000
	劳动力	0.20268	1.670	0.095
	培训	0.08851	1.840	0.066
	外出务工	0.00166	3.380	0.001
	家庭病患	-0.15004	-2.620	0.009
JT(家庭特征)	户主年龄	0.02974	1.790	0.073
	户主年龄平方	-0.00030	-1.660	0.098
	家庭规模	-0.12437	-7.670	0.000
JZ(家庭资产)	人均资产	-0.00005	-1.520	0.128
	人均土地	0.01579	4.530	0.000
	灌溉比例	0.31048	2.860	0.004
SJ(生产结构)	农业比重	-0.24519	-2.130	0.033
DW(地理位置)	县哑变量	-0.01531	-1.560	0.118
	常数项	7.14081	19.420	0.000

数据来源:作者计算。

① 该数据引自2005年12月15日中国科学院张林秀研究员在兰州大学演讲的PPT,演讲题目为“农村劳动力市场发展与现代性”。

## 2 回归分解结果

回归分解的收入决定方程要求各个解释变量至少在 10% 的显著性水平上都是显著的,即只有显著的变量才会对收入不平等起到决定性的影响。根据这个原则选择变量,本文剔除了人均生产性固定资产原值和地理位置哑变量,最终选取了 10 个可用于分解的变量。联合国世界发展经济学研究院(WIDER)根据夏普里值过程的基本思想开发了 Java 程序<sup>①</sup>,由于夏普里值分解涉及很多轮的计算,当变量超过 10 个时,运算量过大,经常无法得到结果。

表 5 列出了 2005 年和 2008 年不同指标总收入差距被解释的比例。可以发现,四个指标自变量被解释比例有比较大的差异。Gini 系数 2005 年和 2008 年均 在 80% 以上,其次是 Atkinson 指数,两个年份的被解释比例均在 60% 以上。Gini 系数在两个年份的被解释比例最高,而且 Gini 系数也通常被研究者认为是更为普遍和可靠的指标,因此 Gini 系数将主要被用于本文的讨论之中(万广华等,2005)。同时也说明,本文建立的收入决定方程体现出了较高的解释力度,与此相关的研究成果价值也具有相当高的可信性。

表 5 总收入差距与被解释比例

年份	指数	总系数	影响程度		被解释比例 = 100(1-残差/总系数)
			自变量	残差	
2005	Gini	0.306	0.251	0.055	62%
	Atkinson	0.079	0.049	0.030	52%
	GE(0)	0.192	0.101	0.092	36%
	CV2	0.607	0.219	0.388	86%
2008	Gini	0.296	0.255	0.041	70%
	Atkinson	0.077	0.054	0.023	54%
	GE(0)	0.204	0.110	0.094	51%
	CV2	0.567	0.290	0.277	82%

数据来源:作者计算。

表 6 列举了 2005 年和 2008 年的分解结果。收入不平等是由四个指数计算的,不同指标下的分解结果并不完全相同,这是因为不同的指标对应着不同的社会福利函数以及不同的对收入不平等厌恶的假定。而且,在不同的指标下,对 Lorenz 曲线不同部分的

① 该方法的基本思想是将收入决定方程的某一个自变量(例如 X)取样本均值,然后再将 X 的平均值和其他变量的实际值一起代入收入决定方程,推测出收入数据,并且计算对应于这个收入的不平等指数,记作  $\hat{I}$ 。显然,  $\hat{I}$  中已经不包含 X 的影响了。于是,我们可以将  $\hat{I}$  与根据真实数据计算出的收入差距 I 之间的差作为 X 对于收入差距的贡献。如果将 X 取了均值后,收入差距缩小了,说明 X 是扩大收入差距的因素,它对收入差距的贡献为正;相反,如果 X 取了均值后收入差距反而扩大了,那么, X 就是缩小收入差距的因素,它对收入差距的贡献就是负的。可以看出,当根据收入决定方程推测 X 平均值下的收入数据时,其他每个变量的取值是不唯一的,可以是实际值也可以是平均值,这样便会得到不同的收入推测数据。WIDER 的 JAVA 程序考虑了全部可能的变量取值组合,将 X 变量贡献的平均值作为最终结果。转引自田士超和陆铭(2007d)对该方法的描述。

重要程度的定义也不同。如前文所述,我们主要选择基尼系数进行分析。表6最后四列是对Gini系数和Atkinson指数分解结果的相对影响进行排序。我们把全部被解释部分的收入不平等作为分母来计算不同因素的相对影响,所以,不同因素的影响之和为100%。

表6 收入不平等回归分解结果

变 量	贡献度								排 序			
	Gini		Atkinson		GE(0)		CV2		Gini		Atkinson	
	2005	2008	2005	2008	2005	2008	2005	2008	2005	2008	2005	2008
家庭规模	34.71	32.47	40.10	34.80	40.34	33.39	39.11	34.67	1	1	1	1
外出务工	13.73	12.07	12.40	7.38	12.06	7.95	12.94	1.90	2	3	2	5
教育水平	11.09	11.02	9.55	9.87	9.58	9.57	9.39	10.55	3	4	3	3
人均土地	8.62	13.78	8.42	22.43	8.16	18.63	9.28	38.00	4	2	5	2
农业比重	8.25	7.74	7.90	7.58	8.43	12.98	7.09	0.58	5	6	6	4
劳动力	7.81	7.32	8.58	7.34	8.47	7.01	9.10	7.50	6	7	4	6
灌溉比例	7.47	8.20	6.33	5.68	6.15	5.60	6.68	2.93	7	5	7	7
家庭病患	4.80	4.42	4.12	3.63	4.27	3.44	3.72	3.85	8	8	8	8
培训	3.39	2.88	2.51	1.23	2.47	1.37	2.58	-0.08	9	9	9	9
户主年龄	0.13	0.11	0.08	0.06	0.07	0.05	0.11	0.10	10	10	10	10
合计	100	100	100	100	100	100	100	100				

数据来源:作者计算。

本文回归分解发现,家庭规模对收入不平等的影响排名第一,但其贡献率从2005年的34.71%下降到2008年的32.47%。这说明家庭规模成为当前以农业生产为主的贫困地区收入不平等的最重要决定因素,可能缘于大家庭在农业生产协作方面具有优势,小家庭则相反。而其贡献度下降意味着该地区的家庭规模正在趋同。现有文献也发现家庭规模对收入不平等有显著影响:邢鹂等(2008d)基于贵州的农户调查数据回归分解发现家庭规模对收入不平等的贡献率为25%,在各要素中仅次于人均土地排在第二位。许庆等(2008c)基于吉林、四川、江西和山东四省农户调查数据回归分解发现,2000年家庭规模对收入不平等的影响为14.62%,在各要素中次于地理位置排名第二。就长期来看,这一因素对于收入不平等的影响作用应该是暂时的,因为中国农村未来人口规模在家庭之间的分布将更趋于均等化,因而对收入不平等的影响作用会降低。

人力资本变量中,2005年与2008年教育水平对农户收入不平等的影响变化不大,贡献率从2005年的11.09%下降为11.02%,排序从第三位下降至第四位。尽管劳动力平均受教育年限增加,但是个体之间受教育程度的差距没有显著拉大。在这种情况下,教育水平的作用主要由教育回报率决定,也即在要素水平相同的条件下,由要素回报的不均等导致了收入回报的不均等。另外,一个地区内部在地理、政策、市场整合等方面的差异并不像地区间那么大,教育的作用更容易凸显出来。邢鹂等(2008e)使用三个村庄的数据研究认为教育水平对不平等的贡献为9.5%,与本文的回归结果非常接近;

Wan (2004d)使用广东、湖北、云南农户调查数据得出的结论是 2%—3.5%。由此,教育水平对“区域间不平等”和“区域内不平等”的影响程度是不同的。

人力资本变量中,外出务工对收入不平等的贡献最大。2005年外出务工对不平等的贡献是 13.73%,影响程度仅次于家庭规模排名第二;2008年贡献降为 12.07%,影响程度排名降至第三位,取而代之的是人均土地。外出务工时间不仅在农户之间存在较大差距,而且对收入的偏效应系数也较大,两种因素共同作用使得外出务工成为人力资本变量中影响不平等的最主要因素。培训对收入不平等的贡献相对较小,2005年是 3.39%,2008年降为 2.88%,影响程度在十个变量中排名第九。宁夏政府提出贫困地区农户具备发展能力的五个指标之一是“每户至少有一个劳动力掌握 1—2 门农村实用技术;至少稳定地输出或转移 1 个劳动力”(宁夏回族自治区扶贫开发办公室,2001)。在具体的执行过程中,不断加大贫困地区劳务输出的力度,成功地输出了大量农村劳动力,提高了农户收入。但培训往往会流于形式,难以提供有助于提高农业生产技术和农民工外出就业的较高质量培训。尽管短期内劳动力的输出和培训对不平等的影响程度不同,但是长期内两者存在较为紧密的联系,不能把他们完全的分离开来<sup>①</sup>。

人力资本变量中,劳动力比重对收入不平等的贡献相对较小,而且年际间变化不大。2005年劳动力比重对不平等的贡献是 7.81%,2008年降为 7.32%。近期内劳动力比重在农户之间不会有大的变化,但从长期来看,由这一因素所导致的收入不平等将逐渐减弱。长期内随着家庭规模的下降和趋同,劳动力比重也将具有趋同的变化趋势,从而劳动力这一因素的作用将会更低。人力资本的另一个变量家庭病患对不平等的贡献 2005年是 4.80%,2008年降为 4.42%。家庭病患对不平等的影响程度主要取决于它对收入影响作用的大小。劳动力患病会导致劳动时间的损失或者劳动能力的下降,从而影响到收入。贫困户健康状况相对较差,具有更高的患病概率,从而对农户之间的收入不平等起到了加重的作用。

家庭资产变量中,人均土地的贡献率从 2005年第四位上升到 2008年第二位,2008年对收入不平等的贡献为 13.78%。人均土地已经成为拉大贫困地区收入差距的主要因素之一,而且作用在加强。贫困地区是以农业为主要收入来源的,而农业收入主要依赖于土地,土地面积的不均等成为收入不平等的主要影响因素。中国农村自 20 世纪 80 年代初期按照人头数分配土地以来,一直没有或者小量调整承包土地,随着农户人口数量和结构的变化,土地分配不均的情况越来越严重。另外从粮食价格变化分析,2005年以来国内粮食市场价格总体保持了上升的趋势,2007年出现了高增长,2008年在国际粮食市场供求紧张、粮食价格出现大幅上涨的情况下,我国粮食价格也保持了高位平稳运行的态势。这就意味着拥有土地面积越多的农户,收入就越高。因此,土地对收入不平等的贡献份额较大而且呈增加的趋势。代表家庭资产的另一个变量灌溉比例,2005年对不平等的贡献是 7.47%,2008年上升至 8.2%。灌溉比例反映了耕地质量的变化,

<sup>①</sup> 中国农村劳动力职业培训项目主要有:农村劳动力技能就业计划;农村劳动力转移培训的阳光工程;贫困地区劳动力转移培训雨露计划。其中,雨露计划是国务院扶贫办组织的专门针对贫困地区青壮年劳动力在就业、创业中遇到的实际困难,以职业教育、创业培训和农业实用技术培训为手段,以促进转移就业、自主创业为途径,达到增加贫困地区收入之目的。主要包括青壮年劳动力转移培训和农业实用技术培训等。

灌溉比例的增加能有效提高土地生产率,从而影响农民收入。

代表生产结构的变量是农业结构,本文用第一产业收入占总收入比重表示,在收入不平等中也起着较大作用。农业结构对不平等的贡献 2005年是 8.25%,影响程度排名第五位;2008年贡献降为 7.74%,影响程度排名降至第六位。其所占比例在各变量中处于中间位置。第一产业收入是家庭经营收入的主要来源,也是主要依赖土地的收入。2007年的中国农村贫困监测数据显示,贫困农户中家庭收入一半以上来源于农业的农户占 81.3%,比其他农户高出 10.8 个百分点(国家统计局农村社会经济调查司,2009c)。我们可以推测,如果农业结构成为一个收入均等化因素而不是收入不平等扩大化因素,这一符号的改变带来的贫困的减少会非常显著。

## 五、结论及政策含义

本文根据宁夏西海固贫困监测数据分析中国西部贫困地区农村不平等的状况、来源以及主要决定因素。本文使用了夏普里值方法和回归分解技术,该方法允许根据任一种不平等度量标准来排列这些决定因素,因此,研究结果对收入不平等的度量指标更为稳健。

我们发现,西海固不平等程度属于较为合理的区间范围,低于全国贫困地区的总体水平。从西海固的扶贫历程来看,2001年以来宁夏政府对该地区重点实施“整村推进、扶贫到户”项目<sup>①</sup>。“整村推进”项目的实施缩小了项目村和非项目村之间的差异,“扶贫到户”缩小了贫困户与非贫困户之间的差异<sup>②</sup>。尽管西海固地区的收入不平等程度低,但继续有效地实施“整村推进、扶贫到户”政策,将抵消由于经济增长带来的收入分配扩大效应,使经济增长更加有利于贫困者收入的增加,从而长期内起到减缓和消除贫困的作用。

人力资本是导致收入不平等的最重要因素。分解结果显示:2005年人力资本对不平等的贡献是 40.82% (13.73% + 11.09% + 7.81% + 4.8% + 3.39%);2008年对不平等的贡献降为 37.71% (12.07% + 11.02% + 7.32% + 4.42% + 2.88%)。在人力资本变量中,外出务工对不平等的贡献最大,教育水平次之,培训最小。人力资本存量均等化的扶贫政策能有效地控制贫困地区农户之间的收入差距,因此,以提高贫困农户人力资本为核心的政策干预是未来扶贫工作的核心内容。在“整村推进、扶贫到户”的政策实施过程中,扶贫政策应针对低收入群体建立人力资本扶贫规划:不仅对单亲家庭、残疾人、五保户、常年病患家庭有针对性的帮扶,而且要真正瞄准那些低收入群体,尤其以

① 为了完成《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010)》提出的奋斗目标,中央每年在贫困地区投入一定资金,以整村推进实施扶贫规划为切入点,改善贫困地区生产生活条件。“整村推进、扶贫到户”是按照因地制宜、分类指导、资源整合、群众参与的原则,以贫困村为基本单元,进行综合治理。“整村推进、扶贫到户”强调了提高贫困户的可持续发展能力,也强调了以贫困户为单位的瞄准机制。

② 千村扶贫开发工程把 2000 年收入 1 000 元以下的村确定为重点扶贫村,总共 1 026 个贫困村。项目分两批实施:第一批,从 2001—2005 年重点安排收入在 580 元以下的 396 个村;第二批,从 2006—2009 年,重点安排收入在 581—1 000 元的 630 个村。由于这些项目村都是宁夏最贫困的村,如果扶贫是有效果的,那么,项目的推进可以缩小村间的收入差异。

第一产业收入为主的低收入群体,提升他们的人力资本水平。另外,从人力资本各变量对不平等的影响程度分析,农户之间外出务工时间存在较大的差异,农户之间劳动力受教育的机会不平等。这两方面的均等化在未来扶贫工作中显得更为重要。短期内各级政府应强化转移培训,按户转移富余劳动力,使外出务工在农户之间趋于均等化;长期内应创造贫困地区农户教育均等化的机会。这不仅有助于降低农户收入不平等,而且能长期增加农民收入,实现缓解和消除贫困的长远目标。

在导致收入不平等的各种因素中,家庭规模的贡献率很大,但是呈现下降的趋势。有效控制了人口的增长,随着家庭规模的趋同,这一因素的作用将会减弱;土地成为影响贫困地区收入不平等的一个重要因素,而且作用在加强。在将来,如果实施有利于贫困地区农户收入不平等缩小的扶贫政策,土地的均等化将是非常有效果有意义的政策措施。值得注意的是,从增长和再分配的角度来看,西海固贫困主要是由于经济增长缓慢、经济活动水平低下造成的,而收入再分配对贫困的影响较小,因此,政府应制定能够提高区域经济活动水平的发展战略,这样才能更有效地缓解和消除贫困。

## 参 考 文 献

- Atkinson A., 1970 "On the Measurement of Inequality" *Journal of Economic Theory*, 2(4), 224-263.
- Fields G. S. and G. Yoo 2000 "Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes" *Review of Income and Wealth*, 46(2), 139-159.
- Morduch J and T. Sicular 2000, "Politics, Growth, and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join the Party?" *Journal of Public Economics*, 77, 331-356
- Oaxaca R., 1973 "Male and Female Wage Differentials in Urban Labor Market" *International Economic Review*, 14 693-709.
- Shorrocks A. F. 1999 "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: a Unified Framework based on the Shapley Value," Department of Economics University of Essex, mimeo, Unpublished manuscript
- Theil H., 1967 *Economics and Information Theory*, Amsterdam: North Holland Publishing Co
- Theil H., 1972 *Statistical Decomposition Analysis*, Amsterdam: North Holland Publishing Co
- Wan G., 2004 "Accounting for Income Inequality in Rural China: a Regression-based Approach" *Journal of Comparative Economics*, 32, 348-363
- Wan G. and Y. Zhang 2006, "the Impact of Growth and Inequality on Rural Poverty in China" *Journal of Comparative Economics*, 34, 694-712
- Wan G., M. Lu and Z. Chen 2007, "Globalization and Regional Income Inequality: Empirical Evidence from within China" *Review of Income and Wealth*, 53(1), 35-59.
- Wan G., 2002 "Regression-based Inequality Decomposition: Pitfalls and A Solution Procedure," WIDER Working Paper No. 2002/101.
- 白雪梅和王少瑾, 2007《对我国收入不平等与社会安定关系的审视》,《财经问题研究》第7期 16—24页。
- 陈屹立, 2007《收入差距、经济增长与中国的财产犯罪——1978—2005年的实证研究》,《法制与社会发展》第5期 143—154页。
- 封进和余央央, 2007《中国农村的收入差距与健康》,《经济研究》第1期 79—88页。
- 国家统计局宁夏调查总队, 2008,《2008宁夏调查数据》(内部资料)。
- 国家统计局农村社会经济调查司, 2007,《2006中国农村贫困监测报告》,中国统计出版社。
- 国家统计局农村社会经济调查司, 2009,《2008中国农村贫困监测报告》,中国统计出版社。

国家统计局, 2009《中华人民共和国 2008年国民经济和社会发展统计公报》。

胡联合、胡鞍钢和徐绍刚, 2005,《贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析》,《管理世界》第6期 34—47页。

刘瑛, 2008《50年城乡巨变——宁夏城乡居民生活消费实录》,宁夏人民出版社 2008年8月第1版。

宁夏回族自治区扶贫开发办公室, 2001,《千村扶贫开发工程实施意见》,载《扶贫开发工作文件汇编》(内部资料)。

宁夏回族自治区统计局, 2009,《宁夏统计年鉴》,中国统计出版社。

田士超和陆铭, 2007《教育对地区内收入差距的贡献:来自上海微观数据的考察》,《南方经济》第5期 12—21页。

万广华, 2008《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》第8卷第1期 347—359页。

万广华、周章跃和陆迁, 2005《中国农村收入不平等:运用农户数据的回归分解》,《中国农村经济》第5期 4—11页。

邢鹞、樊胜根、罗小朋和张晓波, 2008,《中国西部地区农村内部不平等状况研究》,《经济学(季刊)》第8卷第1期 321—346页。

许庆、田士超、徐志刚和邵挺, 2008,《农地制度、土地细碎化与农民收入不平等》,《经济研究》第2期 83—92页。

杨国涛, 2009《中国西部农村贫困演进与分布研究》,中国财政经济出版社 2009年11月第1版。

赵剑治和陆铭, 2009《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》,《经济学(季刊)》第9卷第1期 363—390页。