

# 中国农村区域间居民收入差异及其变化的实证分析

万广华

(澳大利亚悉尼大学农经系)

## 一、引言

收入分配是经济学、社会学乃至政治学的中心论题之一,而区域间居民收入差异的研究则是该论题的一个重要组成部分。从宏观上讲,这种差异的存在及其变化不但关系到社会与政局的稳定,而且影响国民储蓄与投资。从微观上讲,对任一产品的市场需求不但取决于人口数量、平均收入水平、价格和消费嗜好,也取决于国民收入在地区间的分配。比如说,在中国国民收入总量和其它经济参数不变的情况下,中央可以通过税收、财政等政府行为将一部分收入由较发达地区转移到贫困落后地区。这将导致对必需品需求的增加并可能导致对奢侈品需求的减少,原因在于,低收入群体的收入需求弹性一般大于高收入群体的收入需求弹性。

近年来,海内外许多学者从不同的角度对中国区域间居民收入差异作过深入的研究,包括魏后凯等(1997),胡鞍钢等(1997),覃成林(1997),赵人伟等(1997),徐连仲(1997),国务院研究室课题组(1997),Rozelle(1996),Tsui(1991,1993),Chen 和 Fleisher(1996),Hussain,Lanjouw 和 Stern(1994)以及 Knight 和 Song(1993)。综合来看,现行研究中存在三方面的缺陷:(1)不少作者只搜集了 1—2 年的数据资料。由于农民收入水平受政策、自然环境及其它随机因素的影响较大,所以,根据 1—2 年资料所得出的结论很可能缺乏代表性;(2)大多数研究未能使用人均纯收入指标。取而代之的是人均工农业总产值、人均 GDP、人均国民收入等等变量。这些变量忽略了政府通过财政、税收及补贴等再分配方式带来的实际购买力的变化,又含有众所周知的重复计算的弊病;(3)几乎所有的分析都只注重收入指标总量的差异,而未对地区间的经济发展差异作出系统的因素分解。

本文试图弥补上述缺陷,并提出一研究基尼指数变化的方法。首先,我们搜集了 1984 至 1996 年全国各省市的收入数据,从而为描述区域间居民收入差异的长期趋势及变化提供了可能。其次,该收入数据为可支配纯收入,包括了转换性收入,所以比其它经济指标更能准确地代表实际生活水准。最后,我们还将通过计算基尼系数对区域间的收入差异作出因素分解。这种分解所得出的结论对中央政府制订有关宏观政策是十分有价值的。

需要一提的是,在进行实证分析前,我们采用国家统计局公布的各地区消费者价格指数(1981=100),对有关数据进行了处理。另外,考虑到各地区价格水平不尽相同,我们还用 Howes 和 Lanjouw 计算的地区价格水平指数对收入观察值作了进一步处理,从而保证了所用数据在时间和空间上的可比性。

## 二、吉尼系数及其分解

本文选用了吉尼指数来研究我国农村区域间的收入差异。

如果用  $G$  代表吉尼指数,那么可以推断

$$G = 1 - \text{洛伦茨曲线下的面积} \times 2$$

给定估算的洛伦茨函数,可以通过积分求得所要的面积。但现存的洛伦茨函数皆不理想,我们只能计算吉尼指数的近似值。用  $G_d$  代表该近似值, $G_d$  可以通过矩阵相乘而求得(见 Silber 1989):

$$G_d = P Q I$$

其中  $P$  和  $I$  为列矩阵,分别包含依人均收入(从低到高)排列的各地区的人口份额和收入份额; $Q$  为一方阵其对角线上的元素为 0,对角线右上方的所有元素为 1,左下方的所有元素为 -1。有必要指出来, $G_d$  只给出了  $G$  的下限(Gastwirth 1972)。

如果总收入  $Y$  由  $K$  项收入组成,即  $Y = Y_1 + Y_2 + \dots + Y_k$ ,吉尼指数的分解则通过下式结定(见 Kakwani 1977,第 724 页)

$$G_d = \sum_k (\mu_k / \mu) C_k, \quad (1)$$

其中  $\mu$  和  $\mu_k$  分别代表平均总收入和平均分项收入, $C_k$  代表分项收入的集中指数(Concentration Index)。 $C_k$  的计算与  $G_d$  类似,只不过在计算  $C_k$  时收入与人口份额是依人均总收入而非单项收入由低至高排列的。尽管  $G$  及  $G_d$  只在  $(0,1)$  区间取值,但  $C_k$  可能为负。实际上  $C_k$  介于  $G_k$  与  $-G_k$  之间。这里  $G_k$  代表分项收入的吉尼指数。

根据(1)式,吉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。因为集中指数的变化可以独立于收入比重的变化,所以由吉尼指数表示的收入差异的扩大或缩小可以纯粹来源于单项收入在总收入中的比重的变动,而非单项收入集中程度的变动。在下面我们还将提到,比重的变化往往意味着经济结构的改变。而经济结构的变化在转型时期是不可避免的。因此,可以说我国区域间收入差异有所扩大是经济发展的正常现象。

以  $S_k = \mu_k / \mu$  代表分项收入在总收入中的比重, $G_d$  可以表示成

$$G_d = \sum_k S_k C_k \quad (2)$$

显然, $S_k C_k / G_d \times 100\%$  可以用来表示第  $k$  项收入对吉尼指数的百分比贡献。Adams(1994)曾定义  $C_k / G_d$  为相对集中系数(Relative Concentration Coefficient)。如果某项收入的相对集中系数大于 1,我们则说该项收入为差异促增(inequality-increasing),反之亦然。

在现实中,我们往往不仅需要度量收入差异的大小,更为重要的是分析收入差异的变化。由(2)式所代表的吉尼系数的分解固然有用,但某项收入对吉尼系数的百分比贡献也许不大,但有可能是导致收入差异或吉尼系数变化的重要因子。我们认为,分析吉尼指数的变化比研究它的构成更具有现实意义。正像研究某一国家的经济增长比研究其经济总量构成更具现实意义一样。必须指出,在国内外文献中至今尚未见到有人对吉尼指数的变化进行过分解。

用  $t$  和  $t+1$  下标代表时间,吉尼系数的变化可以表示为  $G_{dt+1} - G_{dt}$ 。定义该变化为  $G$ ,根据(1)式有:

$$G = \sum_k S_{kt+1} C_{kt+1} - \sum_k S_{kt} C_{kt}$$

$$= \sum_k (S_{kt+1} C_{kt+1} - S_{kt} C_{kt}) \quad (3)$$

类似  $G$ , 可以定义  $S_k = S_{kt+1} - S_{kt}$ ,  $C_k = C_{kt+1} - C_{kt}$ 。这样一来, 我们就可以用  $S_k + S_{kt}$  替代 (3) 式中的  $S_{kt+1}$ , 同时用  $C_k + C_{kt}$  替代  $C_{kt+1}$ , 然后稍加整理, 可以得到

$$G = \sum_k S_k C_{kt} + \sum_k C_k S_{kt} + \sum_k C_k S_k \quad (4)$$

(4) 式表明, 收入差异的变化可以分解为三大部分: (1)  $\sum_k S_k C_{kt}$  代表由收入比重变化引起的吉尼系数的上升或下降; (2)  $\sum_k C_k S_{kt}$  代表由收入集中程度的变化引起的吉尼系数的上升或下降。 (3)  $\sum C_k S_k$  代表由收入比重与收入集中程度变化共同引起的吉尼系数的上升或下降。因为收入比重的变化与经济结构的调整密切相关, 我们可以将  $S_k C_{kt}$  称为结构性效应, 而称  $C_k S_{kt}$  为收入集中效应。

对吉尼系数的变化进行分解其意义是很明显的。如果一个国家试图缩小收入差异, 有必要分析导致该差异变化的主要来源是结构性效应, 还是收入集中效应。不难理解, 处理结构性效应的政策是不同于处理收入集中效应的政策的。特别是对于中国的现状来说, 由结构性效应引起的收入差异的变化是暂时的, 也是正常的。一旦中国完成国民经济的重大调整, 这种结构性效应将大大削弱, 甚至消失。我们认为著名的 Kuznets 假设本质上与结构性效应相关。换句话说, 本文所提出的对吉尼系数变化的分解为这一著名的假设提供了强有力的理论基础。

### 三、中国农村区域间收入差异及其变化

本文所用分省资料来源于国家统计局。总纯收入由以下单项收入构成: 工资收入、家庭经营收入、其它收入。尽管可以查到 1982 年以来的总纯收入数据, 但欠缺 1982 年和 1983 年的分项收入数据。因而本文只分析 1984—1996 年这段时间内的区域收入差异及其变化。

表 1 农村居民人均纯收入 (按 1981 年不变价算)

年份	人均纯收入 (元)				纯收入构成 (%)		
	总收入	工资	家庭经营	其它	工资	家庭经营	其它
1984	335.60	57.58	250.81	27.21	17.16	74.73	8.11
1985	337.97	60.41	255.69	21.87	17.87	75.66	6.47
1986	350.75	66.50	266.55	17.70	18.96	75.99	5.05
1987	357.12	72.91	267.72	16.49	20.42	74.97	4.62
1988	352.45	76.29	260.47	15.68	21.65	73.90	4.45
1989	322.31	73.21	234.59	14.51	22.71	72.78	4.50
1990	356.16	72.13	269.02	15.01	20.25	75.53	4.21
1991	357.37	75.83	264.79	16.75	21.22	74.09	4.69
1992	374.63	88.77	267.36	18.51	23.69	71.37	4.94
1993	383.86	82.04	281.56	20.26	21.37	73.35	5.28
1994	416.16	89.86	301.09	25.21	21.59	72.35	6.06
1995	461.89	103.61	330.83	27.46	22.43	71.62	5.95
1996	524.15	123.63	370.68	29.85	23.59	70.72	5.69
增长率 (%)	3.79	6.57	3.31	0.77			

另外, 计算吉尼系数所需要的农村人口数据来自有关年份的《中国农业统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。初步计算表明, 使用农业人口或农村人口对文章的结论影响不大。还需要说

明,海南被包括在广东省里。因缺乏西藏的消费者价格指数,在计算与分析中未能将西藏包括进来。这样,本文共计只考虑了 28 个省市自治区。

表 1 列出了以 1981 年价格计算的历年来中国农村居民的纯收入及其分项收入。很明显,家庭经营收入仍占总纯收入的主要部分。扣除物价上涨因素,农村居民的纯收入在 1984—1996 年这些时期内平均每年以不到 4 % 的速度递增。这个增长速度几乎与赵人伟和李实(1997)提供的数字相等。从单项收入看,工资收入增长最快,年均每年递增 6 % 以上,而家庭经营收入年递增率只有 3.3 %,其它收入的增长则微乎其微。不难推断,工资收入的强劲增长主要源于农村工业的发展,结果是家庭经营收入在总纯收入中的比重由 1984 年的 75 % 下降到 1996 年的 70 %,相反工资收入的比重却增加了 6 个百分点。随着城市化、工业化在中国的推进,这一趋势将持续一段时间,这意味着由结构性效应引起的区域间收入差异还会有所扩大。

通过计算得到基尼指数及有关集中系数见于表 2,表中基尼系数的值明显小于国内所报告的值(见张平 1992)。考虑到张平未将价格上涨及地区间价格水平差异考虑进来,本文所得到的结果应该更为准确。很明显,改革开放以来,中国农村区域间的收入差异呈不断扩大的趋势。但是从表 2 还可以发现,除了工资收入外,其它分项收入的集中系数和相对集中系数均无任何明显的时间趋势。另外,只有工资收入是差异促增的,而家庭经营收入和其它收入是差异促减的。

表 2 估算的基尼系数和相应的收入差异指标

年份	基尼系数	集中指数			相对集中指数		
		工资	家庭经营	其它	工资	家庭经营	其它
1984	0.106	0.249	0.082	0.034	2.338	0.767	0.319
1985	0.091	0.250	0.054	0.081	2.750	0.596	0.893
1986	0.107	0.241	0.080	0.017	2.246	0.745	0.156
1987	0.109	0.269	0.070	0.036	2.460	0.644	0.332
1988	0.113	0.288	0.065	0.076	2.542	0.569	0.671
1989	0.118	0.284	0.068	0.080	2.417	0.578	0.681
1990	0.108	0.271	0.067	0.050	2.513	0.625	0.461
1991	0.122	0.295	0.073	0.101	2.425	0.603	0.832
1992	0.125	0.290	0.071	0.118	2.314	0.568	0.941
1993	0.139	0.324	0.087	0.116	2.326	0.626	0.831
1994	0.148	0.327	0.101	0.078	2.205	0.680	0.527
1995	0.162	0.330	0.114	0.112	2.035	0.701	0.690
1996	0.160	0.329	0.108	0.110	2.056	0.673	0.689

总的来说,中国农村基尼系数自 1984 年以来是不断增加的,但曾出现过三次下降:1984

年至 1985 年,1989 年至 1990 年,1995 年至 1996 年。这三次下降均与我国银根收紧有关。因为要素配置的不同,银根紧缩对家庭经营影响较小,而对农村工业影响很大。另一方面,比较富裕的地区农村工业相对发达,加上工资收入构成基尼系数的 50 %左右(见表 3)。这样一来,在中央货币政策由松变紧时,收入高的地区受到的冲击较大,进而导致区域间收入差异的下降,参见魏后凯等(1997,第 12 章),袁钢明(1996)。

表 3 各收入因子对基尼系数的百分比贡献

年份	总贡献	各因子贡献		
		工资	家庭经营	其它
1984	100	40.12	57.30	2.58
1985	100	49.14	45.07	5.78
1986	100	42.58	56.63	0.79
1987	100	50.22	48.24	4.53
1988	100	55.02	41.99	2.99
1989	100	54.89	42.05	3.06
1990	100	50.90	47.16	1.94
1991	100	51.47	44.63	3.90
1992	100	54.83	40.52	4.65
1993	100	49.72	45.89	4.39
1994	100	47.61	49.20	3.19
1995	100	45.66	50.24	4.11
1996	100	48.49	47.58	3.92

表 3 给出了基尼系数的分解结果。尽管工资收入只构成总纯收入的 17 %—24 %, (参照表 1),它对基尼系数的贡献率却在 40 %—55 %之间。这一结果与 Rozelle (1994) 及魏后凯等 (1997) 的推论相符。但有趣的是,工资收入对基尼系数的贡献率没有任何时间趋势。另外,工资收入的集中系数与这个贡献率似乎也没有什么相关关系。这就从另外一个角度证明,结构性效应可能是导致中国农村区域间收入差异变化的根本原因。

对基尼系数的变化作进一步分解,其结果(见表 4)表明结构性效应大多为正或是差异促增的,而收入集中性效应几乎一半年份为负。两者的综合效应早期为负后期趋向于为正。应该指出,综合效应的绝对值大都很小,在研究制订有关收入分配政策时,这方面的效应可以忽略不作参考。根据表 4,我们还注意到,结构性效应主要由工资收入的份额变化所决定,而集中性效应则主要由家庭经营收入的集中程度所决定。

通过对基尼系数变化的分解,我们可以得到如下结论:(1) 基尼系数的变化只与结构性效应成正相关。特别是在 1989—1990 年与 1993—1994 年国民经济回落时,基尼系数明显下降,而相应的结构性效应也恰恰为负;(2) 如果 Kuznets 假设适用于中国的话,中国农村区域间的

收入差距还会进一步扩大。这是因为农村经济的结构性调整还仅仅是个开头。(3)到目前为止,左右我国农村吉尼系数的主要因素是工资收入在总纯收入中的比例。除非这个比例趋于平稳,否则区域间的收入差异就不大可能达到一个均衡点。

表 4 影响地区间收入差异变化的原因

年份	吉尼系数		收入集中性效应				综合效应			
	变化	结构性效应	工资	家庭经营	其它	总效应	工资	家庭经营	其它	总效应
1984 - 85	- 0.0153	0.0020	0.0003	- 0.0204	0.0039	- 0.0163	0.0000	- 0.0003	- 0.0008	- 0.0010
1985 - 86	0.0160	0.0017	- 0.0017	0.0194	- 0.0042	0.0134	- 0.0001	0.0001	0.0009	0.0009
1986 - 87	0.0022	0.0026	0.0054	- 0.0072	0.0010	- 0.0008	0.0004	0.0001	- 0.0001	0.0004
1987 - 88	0.0041	0.0025	0.0040	- 0.0044	0.0018	0.0014	0.0002	0.0001	- 0.0001	0.0002
1988 - 89	0.0041	0.0024	- 0.0009	0.0026	0.0002	0.0018	0.0000	0.0000	0.0000	- 0.0001
1989 - 90	- 0.0097	- 0.0054	- 0.0029	- 0.0004	- 0.0014	- 0.0047	- 0.0003	0.0000	0.0001	0.0004
1990 - 91	0.0139	0.0019	0.0049	0.0045	0.0022	0.0116	0.0002	- 0.0001	0.0002	0.0004
1991 - 92	0.0037	0.0056	- 0.0011	- 0.0016	0.0008	- 0.0018	- 0.0001	0.0001	0.0000	0.0000
1992 - 93	0.0137	- 0.0049	0.0079	0.0113	- 0.0001	0.0191	- 0.0008	0.0003	0.0000	- 0.0005
1993 - 94	0.0093	0.0007	0.0008	0.0102	- 0.0020	0.0089	0.0000	- 0.0001	- 0.0003	- 0.0004
1994 - 95	0.0136	0.0019	0.0006	0.0092	0.0020	0.0118	0.0000	- 0.0001	0.0000	- 0.0001
1995 - 96	- 0.0018	0.0025	- 0.0001	- 0.0042	- 0.0001	- 0.0043	0.0000	0.0001	0.0000	0.0001

## 四、小 结

本文推导出了吉尼系数变化的分解公式,并用于分析我国农村区域间的收入差异,跟以往的研究相比较,我们不但发现了中国农村区域间收入差异的上升趋势,还发现这个趋势与农村经济结构的变化密切相关。正因为如此,我国政府不必过分担心区域间收入差异的扩大。但是,从 1984 年到 1996 年,吉尼系数的增幅令人关注,尽管其数值仍介于可以接受的范围内。因为农村工业的发展与收入差异的结构性效应相关,从这方面着手解决区域间收入差异在当前和今后都不宜提倡。而家庭经营却与收入差异的集中性效应相关,所以说,从贷款、税收、科技甚至财政上大力支持较贫困地区发展家庭经营,能够有效地达到缩小地区间收入差异的目标。

## 参考文献

国务院研究室课题组,1997:《关于城镇居民个人收入差距的分析和建议》,《经济研究》第 8 期。

胡鞍钢,王绍光,康晓光,1997:《中国地区差距报告》,辽宁人民出版社。

覃成林,1997:《中国区域经济差异研究》,中国经济出版社。

魏后凯,刘楷,周民良,杨大利,胡武贤,1997:《中国地区发展——经济增长、制度变迁与地区差异》,经济管理出版社。

徐连仲,1997:《城乡居民货币收支差异及其变化》,《经济参考报》,12 月 6 日。

(下转第 49 页)

上来确保共同富裕目标的实现。

#### 参考文献

- 国家统计局,1996:《中国统计年鉴(1996)》,中国统计出版社。
- 赖德胜,1996:《论劳动力市场的制度性分割》,《经济科学》第6期。
- 李实、李文彬,1994:《中国教育投资的个人收益率的估算》,载赵人伟等主编:《中国居民收入分配研究》,中国社会科学出版社。
- 周天勇,1995:《劳动与经济增长》,上海三联书店和上海人民出版社。
- Doeringer P. and Piore M. 1971, "Internal labor markets and manpower analysis", Heath Lexington.
- Jamison D. and Gaag J. 1987, "Education and earnings in the People's Republic of China", Economics of Education Review, 6 (2).
- Johnson E. N. and Chow G. C. 1997, "Rate of return to schooling in China", Pacific Economic Review, 2(2).
- Mincer J. 1974, "Schooling, experience and earnings", National Bureau of Economic Research.
- Psacharopoulos G. 1994, "Returns to investment in education: A global update", World Development, Vol. 22, No. 9.
- Schultz T. 1975, "The value of ability to deal with disequilibria", Journal of Economic Literature, 13.
- Welch F. 1970, "Education in production", Journal of Political Economy January/ February.

(责任编辑:边 齐)(校对:纪)

---

#### (上接第41页)

- 袁钢明,1996:《地区经济差异和宏观经济波动》,《经济研究》第10期。
- 杨伟民,1992:《地区间收入差距变动的实证分析》,《经济研究》第1期。
- 张平,1992:《中国农村区域间居民的收入分配》,《经济研究》第2期。
- 赵人伟,李实,1997:《中国居民收入差距的扩大及其原因》,《经济研究》第9期。
- Adams, R. 1994, "Non-farm Income and Inequality in Rural Pakistan: A Decomposition Analysis", Journal of Development Studies, 31(1): 110 - 133.
- Chen, J. and Fleisher, B. M. 1996, "Regional Income Inequality and Economic Growth in China", Journal of Comparative Economics, 22(2): 141 - 164.
- Howes, S. and Hussain, A. 1994, "Regional Growth and Inequality in Rural China", Working Paper EF/II, London School of Economics
- Hussain, A., Lanjouw, P. and Stern, N. 1994, "Income Inequalities in China, Evidence from Household Survey Data", World Development, 22(12): 1947 - 1957.
- Knight J. and Song, L. 1993, "The Spatial Contribution to Income Inequality in Rural China", Cambridge Journal of Economics, 17: 195 - 213.
- Kuznets, S. 1955, "Economic Growth and Income Inequality", American Economic Review, March 45(1): 1 - 28.
- Rozelle, S. 1994, "Rural Industrialisation and Increasing Inequality: Emerging Patterns in China's Reforming Economy", Journal of Comparative Economics, 19, 362 - 391.
- Rozelle, S. 1996, "Stagnation without Equity: Patterns of Growth and Inequality in China's Rural Economy", The China Journal 35 (January): 63 - 92.
- Tsui, K. Y. 1991, "China's Regional Inequality, 1952 - 1985", Journal of Comparative Economics, 15(1): 1 - 21.
- Tsui, K. Y. 1993, "Decomposition of China's Regional Inequality", Journal of Comparative Economics, 17(3): 600 - 627.
- Wan, G. H. (万广华), "An Empirical Assessment on Alternative Functional Forms of the Lorenz Curve", Applied Economics Letters (to appear in 1998).

(责任编辑:晓 峰)(校对:纪)