

# 城乡居民收入差距的动态演变： 1988～2002年

罗楚亮

(北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

**摘要:**中国城乡居民收入差距已经引起广泛关注。文章以住户调查数据为基础,利用泰尔指数分解、G·Fields分解、Blinder分解、分位回归分解等多种方法讨论了1988年、1995年和2002年“城乡”因素本身对城乡居民收入差距的贡献。这些分解结果表明我国的城乡差距较显著并在不断扩大;而且城乡差距更不利于农村中的低收入人群。

**关键词:**城乡差距;收入分配;分解分析

**中图分类号:**F046 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)09-0103-10

## 一、引言

自改革开放以来,中国经济获得了高速增长,但同时也使中国从一个收入分配均等化程度相当高的国家迅速转变为一个收入差距比较大的国家,并且收入分配的不均等化程度仍在表现出上升的态势。多种因素对于这种变化趋势具有重要的解释作用,如要素禀赋差异所形成的收入差距在市场化体制下的显现、市场机会差异造成的要素收益率差异等。在收入差距不断扩大的过程中,城乡居民收入差距的不断拉大显然是一个重要的“贡献”因素,也引起了人们的广泛关注。本文的目的不在于简单地描述城乡差距的数值大小,而在于讨论城乡居民的收入差距可以从哪些因素中得到解释,特别是,其中有多少属于“城乡”因素导致的“纯粹”效应。

在对城乡差距的讨论中,通常以城乡居民人均收入的平均数比较为基本依据,如最为常见的城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比较。这种简单化的处理一方面不能识别出前面已经所提到的“城乡”因素的“纯粹”影响,另一方面忽视了对城乡居民收入水平的分布结构及其动态变化。在城乡内部收入差距不断变化的情况下,对后一因素的忽略可能会导致对城乡

收稿日期:2006-05-30

作者简介:罗楚亮(1976—),男,湖南邵东人,北京师范大学经济与工商管理学院博士后流动站研究人员。

差距理解上的偏差。

本文试图有助于修正上述两类偏差,我们将考虑城乡不同收入组之间的差距或者“城乡”因素在不同收入组中的影响。本文的结构安排如下:第二部分在对调查样本进行简单说明之后,比较了城乡居民收入平均水平及分布状况,并描述了城乡各个等分组的收入水平及其变动情况;第三部分讨论不同年份中城乡差距对全国整体差距的解释程度,以及不同年份中城乡差距在不同收入等分组中的效应大小;第四部分是从均值与分布的角度对城乡居民收入差距进行分解分析;最后是全文的总结。

## 二、城乡差距总体特征描述

本文所使用的数据来自于中国居民收入分配课题组于1988年、1995年及2002年全国城镇与农村居民所做的抽样调查,全部样本来自于国家统计局的常规调查样本框,调查工作由国家统计局的调查系统完成实施。这三次调查的基本情况可见卡恩与和李思勤(1999),Kahn和Riskin(2005)的研究。

在本文所考察的三个年份中,城乡居民收入差距表现出不断扩大的趋势性特征。根据抽样调查数据,1988年全国城镇居民人均收入是农村居民的2.21倍<sup>①</sup>,1995年、2002年则分别上升到2.63倍、3.03倍,在前后两个7年期间分别扩大了0.42倍与0.4倍。与国家统计局公布的数据具有基本类似的趋势性特征。在这14年期间,尽管城乡居民的人均收入水平都以比较高的速度增长,但根据抽样调查数据,在1988~2002年期间,城乡居民人均收入年均增长速度分别为13.5%和11%,城镇居民收入增长速度高于农村居民,由此导致城乡居民收入差距扩大了将近一倍。

表1 城乡人均收入水平及基尼系数

| 年份/指标               | 1988     |        | 1995     |        | 2002     |        |
|---------------------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|
|                     | 人均收入     | GINI   | 人均收入     | GINI   | 人均收入     | GINI   |
| 抽样调查数据 <sup>②</sup> |          |        |          |        |          |        |
| 城镇                  | 1 182.14 | 0.2615 | 4 564.37 | 0.2833 | 7 870.33 | 0.3267 |
| 农村                  | 533.98   | 0.3319 | 1 735.50 | 0.3815 | 2 597.99 | 0.4072 |
| 城镇/农村收入比率           | 2.21     | —      | 2.63     | —      | 3.03     | —      |
| 国家统计局公布数据           |          |        |          |        |          |        |
| 城镇                  | 1 181    | 0.23   | 4 283.0  | 0.28   | 7 702.8  | 0.32   |
| 农村                  | 545      | 0.30   | 1 577.7  | 0.34   | 2 475.6  | 0.37   |
| 城镇/农村收入比率           | 2.17     | —      | 2.71     | —      | 3.11     | —      |

如果将农村和城镇居民分别根据收入从低到高排列,划分为100个等分组,并计算相同等级的城乡居民人均收入对数差<sup>③</sup>,则可得到图1,描绘出城乡不同收入等分组之间的人均收入差距变化情况。从图1中可以看到,在任意相同等分组中,1988年的城乡差距都小于1995年及2002年,并且1988年的曲线还显示,在收入最低的2%人群组中,城镇人均收入甚至低于农村居民。

但在 1995 年及 2002 年的任意相同等分组中,城镇居民收入水平都要高于农村居民。

在 1988~1995 年期间,除了城镇的低收入组居民增长明显较快以外,各收入组的收入增长差异不是很明显,而且城镇各收入组居民的收入增长也都要高于农村居民。比较 1995 年与 2002 年的城乡居民收入差距在不同等分组的分布情况,则可以发现,两条曲线在中间收入出现了相交,在第 40 个百分位点以前,2002 年的城乡差距小于 1995 年;第 52 个百分位点以后,2002 年的城乡差距大于 1995 年;而在这两者之间的城乡差距不很明显。这一现象的出现与 20 世纪 90 年代后期的城市经济改革密切相关,企业经营绩效的分化及失业下岗等政策导致居民收入水平的分化,而这种分化导致了城乡差距在不同收入组之间不同的动态演化特征。城镇居民人均收入在 1988~2002 年期间的增长与收入等分组之间表现出了非常强的相关性,在这一期间,高收入组的收入增长速度远远高于低收入组。城镇居民中,收入最低的 1% 的人口在 1995~

2002 年期间人均收入年均名义增长 1.75%;最高的 1% 人口组的年均名义增长率为 8.48%,而第 96~99 个百分位点的人均收入年均名义增长率则都在 9% 以上,此外,城镇低收入组的居民收入增长低于相同等分组的农村居民。显然,在不同的等分组中,人均收入具有不同的演化特征,而这种差异性则通常被平均数所掩盖。一般地说,人均收入差距随着收入等分组的提升而略有下降。

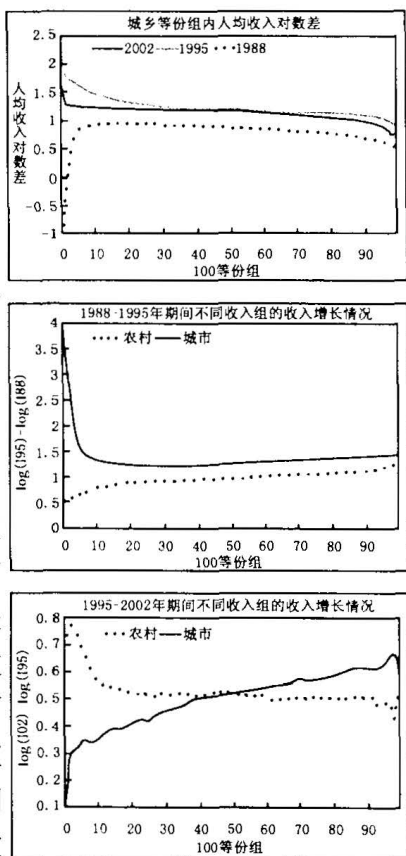


图 1 城乡不同收入组的人均收入差距与收入增长

### 三、城乡差距对全国居民收入差距的解释程度

城乡差距对全国居民收入差距的解释程度,或者说城乡差距在全国居民收入差距中所占的份额一般是通过泰尔(Theil)指数或广义 Theil 指数的分解来实现的,这一类不平等指数在不同的人群组之间具有可分解性,可以将总体差距分解为组内差距与组间差距。根据这一分解,1988 年、1995 年及 2002 年的城乡居民收入差距对全国总体收入差距的解释程度分别为 33.48%、37.41%与 40.2%。因此,城乡之间人均收入水平的差距在扩大,并导致城乡之间的收入差距在全国收入差距中的比重也在逐渐上升。但这种分解可能只具有统计意义,只考虑了不同人群组内部及其之间的收入差距情况,并没有从收

人形成的决定因素的角度来考虑“城乡”因素对整体居民收入差距的影响。所观察到的城乡差距可能是由于人力资本等因素引起的,如城镇居民比农村居民具有更高的教育程度;但农村居民的低收入也可能仅仅是因为居住在农村地区或具有农村户口引起的,即城乡分割体制下居民身份本身对收入差距所产生的影响,这种情况才是“城乡”分割对收入所造成的“纯粹”效应。

为此,我们在对收入函数进行回归分析的基础上,对全国居民的收入差距根据影响因素进行分解,其中“城乡”作为收入函数的一个解释性因素。基于回归的收入差距分解分析建立在以下三个收入函数的基础上:

$$\text{方程(1): } \ln Y = \alpha + \theta \times \text{Urb}$$

$$\text{方程(2): } \ln Y = \alpha + \beta \times X + \theta \times \text{Urb}$$

$$\text{方程(3): } \ln Y = \alpha + \beta \times X + \theta \times \text{Urb} + \delta \times (\text{Urb} \times X)$$

$\ln Y$  为对数收入;Urb 为“城乡”虚拟变量,1 为城镇,0 为农村; $X$  表示影响居民收入的人力资本变量,包括户主的年龄、年龄平方、受教育年限、家庭成员中是否具有党员身份、不同年龄组的人口构成、家庭人口规模。

方程(1)没有对影响收入的其他因素进行控制,方程(2)与(3)考虑了家庭人力资本因素对居民收入的影响,前者假定城乡人力资本对居民收入的影响是相同的,而后者假定城乡之间存在人力资本收益率差异。每个方程中的被解释变量都是个人收入的对数。我们假定收入在家庭内部是平均分配的,这里的个人收入指的是家庭的人均收入。

根据方程(1)~(3)的估计结果进行  $G \cdot \text{Fields}$  分解,得到“城乡”变量对全国收入差距的解释比重为:  $\pi_{\text{urb}} = [\theta \text{cov}(\text{Urb}, \ln Y)] / \text{var}(\ln Y)$ 。

方程(1)~(3)中“城乡”的系数  $\theta$  的估计值及  $G \cdot \text{Fields}$  分解结果如表 2 所示。

表 2 城乡差距对全国差距的解释

| 参数/年份                      | 1988    | 1995   | 2002   |
|----------------------------|---------|--------|--------|
| Theil 指数分解(%)              | 33.48   | 37.41  | 40.20  |
| $G \cdot \text{Fields}$ 分解 |         |        |        |
| 方程(1): $\theta$ 系数         | 0.7963  | 1.0754 | 1.1746 |
| 对全国收入差距的解释(%)              | 29.23   | 40.67  | 40.00  |
| $\exp(\theta) - 1$         | 1.2173  | 1.9312 | 2.2368 |
| 方程(2): $\theta$ 系数         | 0.5829  | 0.8378 | 0.8794 |
| 对全国收入差距的解释(%)              | 21.40   | 31.69  | 29.95  |
| $\exp(\theta) - 1$         | 0.7912  | 1.3113 | 1.4095 |
| 方程(3): $\theta$ 系数         | -0.1620 | 0.7267 | 0.3501 |
| 对全国收入差距的解释(%)              | -5.95   | 27.48  | 11.92  |
| $\exp(\theta) - 1$         | -0.1496 | 1.0682 | 0.4192 |
| 方程(3): $\theta$ 及交叉项系数     | —       | —      | —      |
| 对全国收入差距解释之和(%)             | 27.1    | 37.4   | 33.52  |

从回归系数来看,方程(1)与(2)的估计结果都表明,随着时间的推移, $\theta$ 的估计值在不断上升。方程(1)中,1988年的 $\theta$ 值不到0.8,折算成倍数表明城镇居民的人均收入水平比农村居民高1.2倍,而这一倍数在1995年及2002年分别为1.9、2.2。在控制了人力资本因素以后,估计系数有所下降,“城乡”因素导致城镇居民人均收入水平比农村居民高出的倍数也在下降。方程(3)考虑了人力资本回报率在城乡之间的差异性。与方程(2)相比,各年份的城乡居民收入差距中城乡因素的作用都有进一步的下降。因此,城乡差距中的一部分可以从城乡居民的人力资本差异及人力资本在城乡之间的不同回报率中得到解释,但这种解释的程度在三个年份中并不相同,其中1995年人力资本的解释程度最低,在控制人力资本因素的情况下,“城乡”因素对全国差距的解释程度只下降了4个百分点,这一下降幅度远远低于其他两个年份。

从基于回归方程(1)和(2)的分解结果来看,1995年与2002年中“城乡”变量对全国收入差距的解释没有明显的差异,方程(1)和(2)中这一变量的估计结果分别都在40%和30%左右,但比1988年高出10个百分点,这一年份的方程(1)与(2)中城乡因素对全国收入差距的解释程度分别为29%和21%。控制了人力资本因素以后,城乡因素对全国居民收入差距的解释程度下降了8至9个百分点。与方程(2)比较,基于方程(3)的分解结果则表明,城乡因素对全国居民收入差距的解释程度有了进一步的下降,其中1988年的下降幅度最大,而1995年与2002年也分别下降了4个或18个百分点。在方程(3)中,如果考虑城镇虚拟变量及其与其他变量交叉项对城乡居民收入差距的共同解释作用,则会发现不同年份中城乡差距的变化趋势特征没有实质性的变化,尽管数值比方程(2)中所显示的结果要略高。

在基于OLS估计结果的分解分析中,隐含地假定“城乡”变量在各收入组中的效应大小是相同的。这一假定与图1的描述可能存在某些差异。根据图1的描述,两个时期,城乡居民中的不同收入组的收入增长特征之间存在着差异性,并由此导致不同收入组所对应的城乡差距也不相同。这就意味着,在不同的收入组中,“城乡”变量的估计系数可能不为常数。为此,我们以分位回归考虑“城乡”变量在不同分位点对居民收入的影响。

图2给出了三个年份中方程(1)~(3)中“城乡”变量 $\theta$ 在不同分位点的估计值。图中阴影部分为不同分位点估计参数的置信区间,虚线为 $\theta$ 的OLS估计值。方程(1)和(2)的估计结果大致表现为,随着收入等级的增加,城乡因素对居民收入的影响程度是在逐步下降的,不同年份中的变化特征基本上是相同的,只有1988年的方程(1)的估计结果显示在低收入组中有所例外。但在方程(3)中,控制了人力资本收益率的城乡差异后,城乡因素对收入的影响作用有很大的差异性,不仅与前两个方程的估计结果不同,不同年份之间的估计结果也具有较强的差异性。1988年中, $\theta$ 的估计值随着收入等级的上升而逐

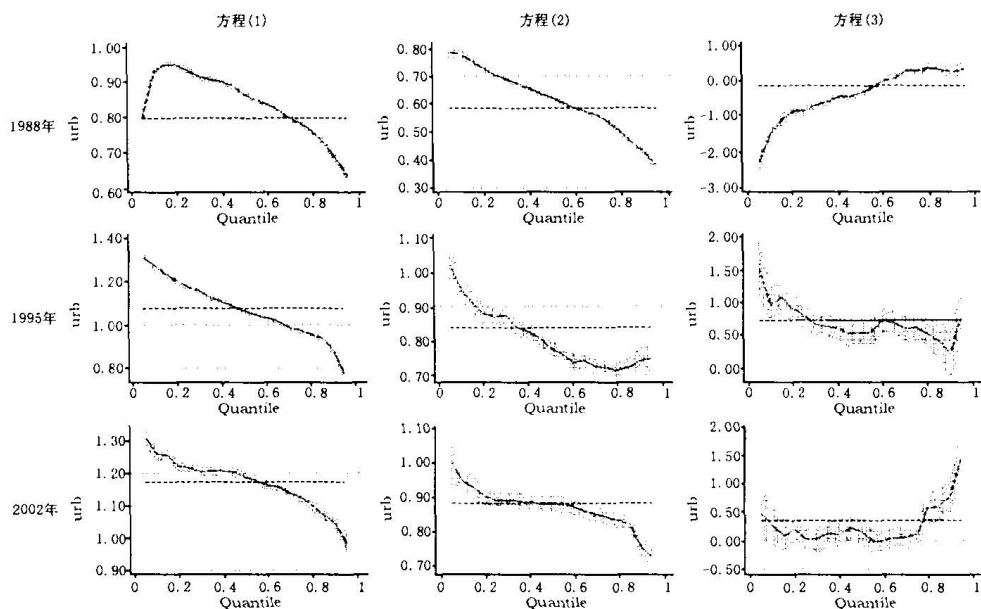


图2 不同分位点中“城乡”变量对居民收入的影响程度

渐增大,也就是说越是在高收入组的城镇居民越有可能因为其城镇居民身份而获得相对更高的收入。1995年的 $\theta$ 的估计值在各收入组中的基本变化趋势表现为随着收入等级组的提升而下降,即城乡差距在低收入组中更为明显,而在高收入组中则相对比较弱。2002年的 $\theta$ 的估计结果所表现出的特征也与前两年又有所不同,在相对比较低的收入组中, $\theta$ 的估计值变化不是很明显,但在较高的收入组中 $\theta$ 的估计值随着收入等级的上升而迅速增大。比较方程(3)与方程(1)、(2)的图像发现,一旦控制了解释变量的系数差异后,不同收入组人群中城乡差距的效应变化通常发生了明显的改变(只有1995年的趋势特征没有明显的改变),因此不难推断,即使在不同的分位点上,城乡居民收入差距可能更主要地是由收入函数中解释变量系数差异造成的,而1995年的城乡居民收入差距中,系数差异的解释作用相对比较弱。

#### 四、城乡差距的分解分析

为了分析城乡差距的形成原因,一般需要对城乡居民收入形成的方式进行分解分析。由于收入的形成是由多方面的因素共同决定,因此必须在保持“其他因素不变”的前提下分离出某特定因素的作用。基于收入的均值水平或收入分布特征基础上的两类分解以不同的方式构造“反事实假设”。

1. 均值分解:Blinder分解。Blinder均值分解是最为常用的分解方法之一,这一分解是以回归系数与解释变量的均值为基础构造“反事实”假设,即假如两组人群具有相同的回归系数或解释变量特征,则居民收入差距应该有多大。不同人群组中的被解释变量差异可以归结为两类因素,解释变量均值相



同时的估计系数差异与估计系数相同时的解释变量均值差异。

如果城乡居民收入对数的均值分别为:

$$\text{城镇: } E(\ln Y_U) = \hat{\alpha} + \bar{X}_U \hat{\beta}_U; \text{农村: } E(\ln Y_R) = \hat{\alpha} + \bar{X}_R \hat{\beta}_R$$

城乡居民收入对数的均值可以分解成以下两种形式:

$$E(\ln Y_U) - E(\ln Y_R) = (\hat{\alpha}_U - \hat{\alpha}_R) + (\bar{X}_U - \bar{X}_R) \hat{\beta}_U + \bar{X}_R (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_R) \quad (\text{分解 I})$$

$$E(\ln Y_U) - E(\ln Y_R) = (\hat{\alpha}_U - \hat{\alpha}_R) + \bar{X}_U (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_R) + (\bar{X}_U - \bar{X}_R) \hat{\beta}_R \quad (\text{分解 II})$$

城乡居民收入总体差距  $E(\ln Y_U) - E(\ln Y_R)$  可以分解为三个部分: (1) 常数项差异(U), 表示为  $(\hat{\alpha}_U - \hat{\alpha}_R)$ , 通常被认为是不可解释的差异; (2) 系数差异(C), 表示为  $\bar{X}_R (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_R)$  或  $\bar{X}_U (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_R)$ , 即如果城乡居民拥有相同的禀赋结构但各因素回报率在城乡之间的差异性; (3) 禀赋差异(E), 表示为  $(\bar{X}_U - \bar{X}_R) \hat{\beta}_U$  或  $\bar{X}_U (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_R)$ , 即城乡居民具有不同的禀赋结构但各个因素的回报率在城乡之间是相同的。其中, 常数项与系数差异所导致的城乡居民收入差异可以认为是由于城乡分割或歧视性的原因造成的收入差异(Blinder, 1973)。方程(I)与(II)的差异主要表现在对系数回报与变量均值所选参照系的不同。

表3给出了各因素对城乡居民收入差距的解释作用。如果以城镇居民为参照组, 禀赋差异大约能解释城乡居民人均收入均值差距的31%~44%, 并且这一因素在1995年中的解释作用最强; 但如果以农村居民为参照组, 禀赋差异只能解释城乡人均居民收入水平差距的11%~27%, 这一因素在1995年中的解释作用最弱, 只有11.4%。相应地, Blinder(1973)所定义的差异性因素对城乡居民收入均值差异的解释都在50%以上。如果以农村居民为参照组, 则1995年由于城乡歧视性因素导致的城乡居民收入均值差距要占到总差距的88.6%。

表3 城乡差距的Blinder分解

| 指标/参数/年份                | 1988       | 1995        | 2002       |
|-------------------------|------------|-------------|------------|
| 对城乡人均收入对数均值差的解释数量(X100) |            |             |            |
| 禀赋差异*: E                | 24.4(22.4) | 48.9(12.3)  | 45.1(22.3) |
| 系数差异*: C                | 71.1(73.2) | -13.8(22.9) | 37.2(60.0) |
| 可解释的总差异: E+C            | 95.6       | 35.1        | 82.3       |
| 不可解释的常数项差异: U           | -116.2     | 72.7        | 35.0       |
| 总体差异: R=A-B 或 E+C+U     | 79.4       | 107.8       | 117.3      |
| 对城乡人均收入对数均值差的解释份额(%)    |            |             |            |
| 禀赋差异*: E/R              | 30.8(27.2) | 44.4(11.4)  | 38.4(19.0) |
| “城乡”差异性*: (C+U)/R       | 69.2(71.8) | 54.6(88.6)  | 61.6(81.0) |

注: 标有\* 的差异有两个数字, 前一数字表示城乡居民收入差距根据I式分解(以城镇居民为参照组)得到; 后一数字表示根据II式分解(以农村居民为参照组)得到。

2. 基于分位回归(QR)的分布分解。建立在估计系数与解释变量均值基础上的 Blinder 分解忽视了被解释变量与解释变量在两类人群中的分布特征。因此,部分后续研究试图在此基础上做出进一步的拓展,通过构造“反事实分布”对居民收入差距的分布状况做出进一步分解。这方面的研究包括: John、Murphy 和 Pierce(1993), DiNardo、Fortin 和 Lemieux(1996), Melly(2004), Machado 和 Mata(2005)等。根据收入的分布特征而非均值特征进行分解分析的关键在于如何构造一个反事实分布。Machado 和 Mata(2005)通过从参照组的随机抽样来构造试验组的反事实分布,这一分解可以将城乡居民收入差距分解为城乡居民特征变量分布差异与特征变量的相应系数回报差异两个部分。

根据 2002 年城乡居民收入函数的分位回归分析,图 3 给出了不同分位点“城乡”因素造成城乡居民收入差距的变量效应与系数效应。总体上说,各分位点城乡差距的变量效应差异并不十分明显,但系数效应略有下降的倾向并具有阶段性特征,在 0~25%之间及 75%以后,系数差异表现出了明显的下降倾向,而在 25%~75%之间,各分位点的系数差异则比较稳定,并且城乡差距中的系数效应一般都要远远大于变量效应,但是在高分位点(横轴的最右端),变量效应大于系数效应。

因此,城乡差距更主要的是由系数回报的城乡差异造成的,而这种系数差异更多的则是由于城乡分割形成的。这在低收入人群中表现得更加明显。这一特征可能与不同收入组的劳动力流动性相关。

因为农村中的低收入组人群可能难以进入城镇劳动力市场,低收入人群变量特征的收益率差异无法通过劳动力的流动实现均等化;另一个可能的影响因素是,城镇中的低收入人群获得了更好的社会保障。这也意味着,城乡分割对农村的低收入人群造成了更为严重的损害。

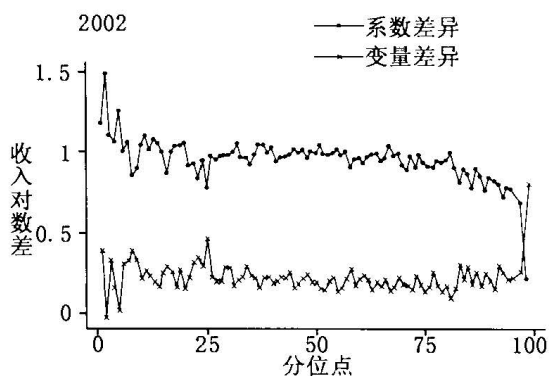


图3 2002年城乡差距的分位回归分解

## 五、总结

中国的城乡差距已经引起了社会多方面的高度关注。本文利用多种分解形式,包括泰尔指数分解、G·Fields 分解、Blinder 分解与分位回归及其分解等,讨论了城乡差距的效应。这些分解结果包括:

(1)泰尔指数是在没有考虑城乡人口特征差异的情况下,讨论城乡差距对全国总体差距的贡献程度。这一分解结果表明,不仅城乡差距对全国收入差



距具有非常高的贡献度,并且这一贡献份额还表现出不断上升的趋势。

(2)尽管控制某些人力资本特征后,城乡因素本身对收入差距的影响程度在下降,但G·Fields分解结果表明其贡献程度仍然很高,一直都在30%以上。1995年与2002年的解释程度大体稳定,但都要明显高于1988年。

(3)Blinder分解结果表明,要素收益率(收入函数中的系数回报)差异是造成城乡差异的主要原因,并且这种系数回报差异的解释程度在不断上升。城乡分割导致了城乡居民系数回报特征的差异,这也意味着城乡之间的分割程度也越来越严重,只有在城乡劳动力充分流动的情况下,才能使得这一效应逐步下降,缩小城乡居民之间的收入差距。

(4)为了进一步考虑不同收入组人群中的城乡差距效应,本文还给出了分位回归分析及其分解结果。分位回归的结果表明,一般说来,城乡差距在低收入人群中表现得更为严重。基于分位回归,对2002年收入分布的分解分析进一步表明,低收入人群中城乡差距更主要的原因在于系数回报的差异性。这可能是与城镇中的低收入人群获得了相对较好的社会保障是分不开的,同时也与农村低收入人群具有较低的流动性相关。

这些估算结果表明了这样两个事实,一是我国存在比较严重的城乡差距,并且这种差距在过去的一段时期中表现出了逐步扩大的趋势;二是城乡分割对于农村的低收入人群所造成的损害更大。这就意味着,缩小城乡差距的相关政策措施更应当注意是否能够有利于农村中的低收入人群。一般说来,消除城乡的制度性壁垒虽然可以缩小城乡居民平均收入水平的差距,但就农村低收入人群来说,这可能还是远远不够的,因为农村低收入人群相对较低的收入水平、较差的福利状况可能与这些制度性壁垒之间的联系相对是比较弱的。从这种意义上说,针对农村低收入人群的收入保障、社会保护措施应当构成缩小城乡差距政策不可分割的一部分。

#### 注释:

- ①这里的人均收入及基尼系数是根据问卷中的收入总项值计算得到的,同卡恩和李思勤(1999)、Kahn和Riskin(2005)有所差异,后者对居民收入的概念做了与国家统计局不同的界定。
- ②以IU、IR分别表示城镇居民人均收入、农村居民人均收入,图1中等分组q的数值为: $\log(IU_q) - \log(IR_q)$ 。
- ③城乡人均居民收入的估计以方程(2)为基础,但没有包括“城乡”变量Urb,并且收入函数是按城乡分别估计的。

#### 参考文献:

- [1]卡恩,李思勤.中国的收入和不均等[A].赵人伟.中国居民收入分配再研究[C].北京:中国财政经济出版社,1999.
- [2]Blinder. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates[J]. Journal of Hu-

- man Resources, 1973, 8(4): 436~455.
- [3] Buchinsky M. Changes in the US structure of wages in the 1980's: An application of quantile regressions[J]. *Econometrica*, 1994, 62: 405~458.
- [4] Deaton A. The analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy[M]. Johns Hopkins University Press, Baltimore, MD, 1997.
- [5] DiNardo J, N Fortin, T Lemieux. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973~1992: A semi-parametric approach[J]. *Econometrica*, 1996, 64, (5): 1001~1044.
- [6] Khan Azizur R, Carl Riskin. Growth and distribution of household income in China between 1995 and 2002[A]. Gustafsson Bjorn, Shi Li, Terry Sicular. Inequality and Public Policy in China[C]. Unpublished ms, 2005.
- [7] Juhn C, K Murphy, B Pierce. Wage inequality and the rise in returns to skill[J]. *Journal of Political Economy*, 1993, (3): 410~442.
- [8] Machado J A, F J Mata. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, (4): 445~465.
- [9] Oaxaca R. Male-female differentials in urban labor markets[J]. *International Economic Review*, 1973, (3): 693~709.
- [10] Melly. Decomposition of differences in distribution using quantile regression[M]. Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen, mimeo, 2004.

## Dynamic Evolution of Disparity in Household Income between Rural and Urban in China, 1988~2002

LUO Chu-liang

(School of Economics and Business Administration,  
Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

**Abstract:** The issue of disparity in income per capita between rural and urban China is attractive. Based on the household surveys and the methods of decomposition of Theil index, G • Fields method, Blinder, and quantile regression, the article discusses the pure “urban-rural” effect on national inequality. The results show the urban-rural disparity is expanding, and quantile regression implies the urban-rural disparity will have more negative effects on the lower income rural households.

**Key words:** urban-rural inequality; income distribution; decomposition

(责任编辑:金 澜)