

中国城镇家庭户收入和 财产不平等: 1995 ~ 2002^{*}

巫锡炜

【内容摘要】利用“中国家庭户收入调查”收集的1995年和2002年城镇家庭户样本数据,以家庭户作为分析单位,对中国城镇收入和财产不平等进行了考察。数据分析结果表明:中国城镇家庭户收入的大多数不平等测量指标在1995~2002年7年间都存在一个显著的大幅度上升,但家庭户财产不平等在此期间呈现出略有下降的趋势;基于人口分组的分解反映出,区域、户主受教育程度和户主中共党员身份对总的家庭收入和财产不平等具有更大的贡献;总体上,对于1995~2002年的中国城镇而言,分类机制在左右家庭户资源不平等变动中扮演着更为重要的角色。

【关键词】收入不平等; 财产不平等; 反事实分解

【作者简介】巫锡炜,中国人民大学人口与发展研究中心讲师。北京:100872

Household Income and Wealth Inequality in Urban China: 1995 – 2002

Wu Xiwei

Abstract: Based on datasets from 1995 and 2002 China Household Income Survey, this paper investigates income and wealth inequality in urban China, with household as the unit of analysis. Analytic results suggest that most of inequality measures show a significant increase in income inequality, while a somewhat decrease in wealth inequality among urban households between 1995 and 2002. By demographic decompositions, we find that economic regions, household head's education and the membership of CCP have more important contributions to overall household income and wealth inequalities. In general, for urban China from 1995 to 2002, the sorting mechanism plays a more important role in generating resource inequality among households.

Keywords: Income Inequality, Wealth Inequality, Counterfactual Decomposition

Author: Wu Xiwei, Lecturer, Center for Population and Development Studies, Renmin University of China, Beijing 100872

* 本研究为国家社科基金青年项目“人口变动与收入不平等关系研究”(项目批准号:11CRK006)的阶段性成果。论文初稿曾于2011年2月在北京大学中国社会与发展研究中心和高等社会科学研究联合举办的“第五届社会学与人口学研究方法”研讨会上宣读,感谢参会者对本文提出的诸多宝贵意见和建议;并衷心感谢“中国家庭户收入调查”项目提供的调查数据。

1 引言

进入 20 世纪 90 年代,伴随着改革的逐步深入,中国经济步入了高速发展的轨道,年均经济增长率一直不低于 9%。中国引起了世界的关注。经济改革也意味着激励机制的改变和分配制度的变化,其结果是居民收入分配格局的演变和收入差距的变化。但是,随之而来,收入不平等也持续上升,并且在改革的不同阶段呈现出不同的特征(李实、赵人伟,1999)。总体而言,改革以前收入均等化程度较高(赵人伟、李实,1997),而自 1978 年以来,收入不平等在地区、城乡和各社会阶层之间呈现出不断扩大的趋势,中国正在由一个收入较为平等的国家转变为一个收入差距很大的国家(刘涵,2010)。以全国的基尼系数来看,1980 年为 0.320,1984 年时下降为 0.257,到 1990 年又上升为 0.355,进入新世纪则进一步上升,2001 年和 2002 年分别达到了 0.447 和 0.454(世界银行,2004;赵人伟,2005)。收入不平等的持续存在并日益加剧势必对我国经济的健康发展、社会的稳定与和谐社会的建设产生很大的负面影响,因此被政府和社会公众视为一个严重的问题。

中国的收入不平等因此也吸引了大量中外学者对其进行深入研究。自 20 世纪 90 年代以来,已有大量文献就中国的收入不平等问题进行讨论和分析,Xinzheng、Terry & Yaohui Zhao(2002)和李实(2003)主要就发表于 2000 年之前的研究成果做过详细综述,而对 2000 年以来有关研究成果的综述可见刘涵(2010)。从研究视角上看,学者们的关注点主要包括:全体居民收入不平等、地区间收入不平等、城乡间收入不平等、城镇内部收入不平等、农村内部收入不平等、行业间收入差异以及教育的市场回报率^①。此外,也有一些学者从理论层面上对中国收入不平等进行解释。

但现有研究在以下几个方面存在一定的不足。第一,也许是受到福利经济学重视个体效用的影响,大部分研究都以居民个体作为分析单位,而以家庭户作为分析单位的研究并不多见^②。但是,就全面考察收入不平等而言,家庭户角度的分析是不可或缺的,甚至更为重要。因为收入和消费(尤其是住房等大宗消费)往往具有家庭化特征。第二,这些成果大都建立在以基尼系数(Gini coefficient)作为不平等测量指标的基础上,偶尔也有研究会采用泰尔系数(Theil coefficient)等其他测量指标(王天夫、王丰,2005;罗楚亮,2006),但同时采用多个不平等测量指标的研究并不多见(万定山,2005;姚先国、李晓华,2007;万广华、张藕香、伏润民,2008;陈光金,2010a,2010b)。由于基尼系数具有直接来自洛伦茨曲线(Lorenz curve)的直观含义以及取值范围为 0~1 这样的特点,因此成为实际应用中广泛使用的不平等测量指标(Hao & Naiman,2010)。但是,基尼系数有两个不足(万广华,2008):一是它对富人的收入观察值比较敏感,若样本中富裕人群的收入数据误差较大的话,那么基尼系数估计值就很不可靠;二是如果相同数量的收入转移到样本众数附近,那么其所带来的不平等的下降比转移到收入分布底部的情况会更大,这是不大合理。而且,每个不平等指标都暗含一个厌恶不平等参数(inequality aversion parameter),选用不同的指标常常会得到不同的研究结论。所以,实际应用中最好同时采用多个指标对不平等进行测量。第三,关于中国收入不平等

① 根据人力资本理论,教育是人力资本的一种重要形式,可以增加个人收入并影响收入在个人之间的分配。因此,它也成为 Mincer 收入决定方程中的主要自变量之一。有关中国教育回报率方面的研究也一直是劳动经济学、教育学和社会学领域的热点问题,积累的文献也可谓不少。有关 2002 年之前所发表研究成果的梳理,可参见孙志军(2004)对 2002 年以来新进展的回顾可见于张车伟(2006)。

② 目前只要少数研究是以家庭户为单位进行的,比如 Nee(1989,1996)、王海港(2005)、高梦涛和姚洋(2006)、Ding 和 Wang(2008)、段景辉和陈建宝(2009)以及杨菊华(2010)。

的研究文献可谓汗牛充栋,但对财产不平等的关注则很少见^①。贫富悬殊已经成为当今中国社会关注的焦点。在社会大众看来,所谓贫富悬殊实际上具有两重含义:过大的收入差距和巨大的财产差别(李实、魏众和丁赛,2005)。与收入不同,财产有一个相对较长积累的过程。因此,尽管收入不平等在20世纪90年代伴随着市场化改革的推进即刻出现了迅速上升的现象,但期间居民的财产不平等程度却并不大。不过,新世纪以来,特别是近些年,居民更多的投资于股票市场和房地产市场,使得居民的财产价值和财产性收入大幅增加。随着财产性收入得到党和政府的鼓励,它在居民收入中所占的比重会越来越高(李实,2007),这势必对全社会收入不平等产生巨大影响。而作为收入分配长期累积的结果,财产分配上的巨大差距更可能导致严重的社会动荡(李实、魏众和古斯塔夫森,2000)。因此,作为对经济平等或家庭户资源分配不平等图景的全面反映,不但需要针对收入进行考察,也很有必要针对财产进行研究。

为此,本研究试图对中国1995年和2002年城镇家庭户收入和财产不平等进行考察,目的在于确定中国城镇的整个人口和不同社会群体的收入和财产不平等模式,以及这些模式在这期间是如何变化的。但需要特别说明几点。第一,由于收入和财产在家庭户内被共享,中国的情况尤其如此,因此本研究选择以家庭户(household)作为分析单位。这有别于已有的很多以居民个体作为分析单位的研究。第二,理论上,家庭户资源可被看成是由收入所反映的流量和由财产所反映的存量共同构成,或者说,收入是每个家庭流动着的财富,而财产则是积淀下来的财富,出于这种理论上的考虑,本研究拟同时对收入和财产进行考察。这有助于提供更为完整的家庭户资源不平等的图景。第三,尽管城乡因素本身对资源不平等的影响巨大(罗楚亮,2006),但本研究只针对城镇家庭户进行。原因在于,一方面,城乡之间在收入决定机制及居民财富积累机制方面有着明显不同的特点,中国城镇和农村地区居民的收入和财产并不具有直接可比性(李实、魏众和丁赛,2005;李实和罗楚亮,2007);另一方面,中国政府从20世纪90年代就开始在城镇地区推行工资与用工制度改革,使得城镇职工收入的决定性因素发生了变化,同时城市化和户籍制度改革的推进导致人口不断向城镇集中,这些变化使中国的城市问题变得日益显著,也很可能使得随市场化改革进程而不断加剧的中国城镇收入和财产不平等变得更加严重。

2 数据来源、变量测量和分析策略

2.1 数据来源

本研究采用由“中国家庭户收入调查(China Household Income Project)”收集得到的1995年和2002年两个年份的城镇家庭户(household)样本收入和财产数据(Shi,2009;Riskin、Renwei & Shi,2010)。样本中的家庭户数量分别为6931和6835户^②。本文将这两个年份的样本数据分别简称为“CHIP 1995”和“CHIP 2002”。中国家庭户收入调查属于全国性的横截面研究,调查设计由中国和国外的经济学家共同完成,并由中国社会科学院经济研究所负责实施^③。每次调查的样本都使用

① 目前能检索到的文献主要都是赵人伟和李实领导的“中国社会科学院经济研究所收入分配课题组”利用课题组收集的家庭户调查数据所作的初步研究,包括:麦金利(1994),布伦纳(1999),李实、魏众和古斯塔夫森(2000),以及李实、魏众和丁赛(2005)。此外,国家统计局城市社会经济调查总队在2001年对城镇住户进行了一次财产调查并发表了财产分布的基本统计描述(国家统计局城市社会经济调查总队,2003)。

② 但对于1995数据,在构建家庭户类型变量时发现有两户的户内关系有误,故本研究将这两户删除。所以,本研究中1995年数据的实际家庭户数为6929。

③ 课题组在2007年又进行了最近一次的调查,但是由于此次调查的数据还未公开,故未能就更新近的有关收入调查数据来进行分析。

国家统计局的常规调查样本框以多阶段分层概率抽样方法进行抽取,调查工作的实施也由国家统计局的调查系统完成。该项调查所收集的数据被认为是对家庭户收入、财产和消费进行研究的最佳公开可获取数据来源,涵盖的样本省份包括东部的北京、辽宁、江苏和广东,中部的山西、安徽、河南和湖北以及西部的四川、重庆、云南和甘肃。有关这两次调查的基本情况,请参见 Khan 和 Riskin (1999, 2008)。

2.2 变量测量

本研究通过加总家庭户内每位有收入成员的个人全年现期收入总额得到家庭户收入,因此,其中也包含了各种形式的收入。家庭户财产采用财产净值(net wealth)或净财产的概念,即总资产(total assets)减去总负债(total debts)。CHIP 1995 和 2002 都对家庭户资产和债务做了详细调查,其中,资产部分包括所调查年份年底的金融资产总额、耐久消费品的估计市场价值、自有生产性固定资产的市场价值、自有房屋的市场价值以及其他固定资产估计价值,债务部分询问了相应年份年底全家共欠债务总额^①。注意,对于家庭户财产变量,本研究完全采用被调查者报告的各项财产的原始值,而并未如李实、魏众和古斯塔夫森(2000)及李实、魏众和丁赛(2005)那样对一些财产项目事后做回归调整。

为了考察家庭户资源不平等的模式,需要找到分组变量。从社会学角度来看,所选取的这些分组变量其实反映着一定的社会结构,这样它们就在决定一个家庭户以收入和财产形式表现的社会位置(social position)中起着重要作用。基于社会分层理论并结合中国社会的特点,本研究拟关注 9 个社会分组变量(social grouping variables):户主民族,分为少数民族和汉族两类;户主性别,分为男性和女性两类;户主年龄组,基于个体生命周期,分为 40 岁以下、40~55 岁、56~65 岁和 65 岁以上等四类^②;户主受教育程度,分为高中以下、高中、大专和大学及以上等四类;户主中共党员身份,分为是党员和非党员两类;家庭户类型,根据户内成员与户主之间的关系,分为核心家庭户(即一对夫妇和未婚子女共同生活在一起的家庭户)、纯粹夫妻户(即只包含夫妻双方的家庭户)、单亲户主户(即包含子女但户主配偶缺失的家庭户)和其他等四类;户内有无在校学生,分为有和无两类;住所区位,分为市中心、城区、近郊区和远郊区等四类;区域,根据样本省份所处的经济地带,分为东部、中部和西部等三类。另外,本研究还构建三个连续型变量,分别是户主的年龄、户主的受教育年限和家庭户规模。

2.3 分析策略

首先以概要不平等测量指标(summary inequality measures)考察 1995 年和 2002 年中国城镇家庭户年收入和财产的整体不平等模式,这些指标包括基于分位数函数的分位数比值、基于洛伦茨曲线的基尼系数、具有不同厌恶不平等参数 ε 的三个阿特金森指数(Atkinson indices) A_ε 、四个不同敏感性参数 θ 的广义熵指数(generalized entropy indices) GE_θ 以及收入份额比等。

在上述基础上,针对所选九个家庭户特征分组变量,进一步用组分解工具(group decomposition tool)来考察各分组变量对城镇地区总的家庭户资源不平等的贡献以及这些贡献(group contribution)随时间变化的趋势。在这一分解中主要关注基尼系数和四个不同敏感性参数的广义熵 GE_θ 。随后,为了对以样本数据观察到的家庭户收入和财产不平等变动趋势进行统计推论,以渐近方法(asymptomatic method)和自助抽样法(bootstrapping)就选取的概要不平等测量指标进行显著性

① 具体包括:建房、买房贷款或借款,经营性贷款或借款,购买耐用消费品的借款或贷款,因家庭成员治病所欠债务以及因其他家庭生活困难所欠的债务等。

② 这参照了杨菊华(2010)的做法。

检验。

最后 将采用 Machado 和 Mata(2005) 提出的基于分位数回归模型(quantile regression model) 的分解法对 1995~2002 年期间中国城镇家庭户收入和财产不平等变动进行分析,以揭示由人口特征所反映的构成成份(compositional component) 和由分类机制(sorting mechanism) ①所决定的条件成份(conditional component) 在这种变动中的相对贡献。

3 观测到的收入和财产不平等

本研究挑选了一套能够提供补充信息来形成较为完整的不平等图景的测量指标。每一年份的结果以及它们的绝对和相对差异如表 1 所示。

表 1 中国城镇家庭户收入和财产的不平等测量
Table 1 Inequality Measures for Household Income and Wealth

测量指标	1995 年	2002 年	变化量	百分比变化
年收入				
p10/p50	0.554	0.474	-0.079	-14.30
p90/p50	1.844	2.054	0.210	11.41
基尼系数	0.278	0.320	0.042	15.10
GE ₋₁	0.145	0.222	0.077	53.18
GE ₀	0.130	0.175	0.045	34.78
GE ₁	0.138	0.174	0.036	25.90
GE ₂	0.181	0.213	0.032	17.94
A _{0.5}	0.064	0.083	0.019	29.22
A ₁	0.122	0.160	0.039	31.85
A ₂	0.225	0.308	0.083	36.81
财产净值				
P75/p25	4.412	3.163	-1.248	-28.29
P90/p50	3.477	2.926	-0.550	-15.83
底部 50% 与顶部 5% 份额比	0.477	0.798	0.322	67.51
基尼系数	0.559	0.486	-0.073	-13.03
GE ₂	1.199	0.786	-0.413	-34.47

注: P 为分位数函数, GE 为广义熵指数, A 为阿特金森指数。

先来考察家庭户收入不等的情况。首先来看分位数比(quantile ratio) ,因为它具有计算简单且易于解释的优点。p10/p50(第 10 百分位数与中位数之比) 描述了分布下半部的大部分,而 p90/p50 则描述了分布上半部的大部分。比值 p10/p50 的下降和比值 p90/p50 的上升共同反映了 1995~2002 年 7 年间中国城镇家庭户收入不平等在日益加重。众数处敏感的基尼系数的增加证实了城镇家庭户收入分布的中部存在着更大的不平等。我们选用了敏感参数 θ 的取值分别为 -1、0、1 和 2 的四个广义熵测量指标 GE _{θ} (即 GE₋₁、GE₀、GE₁ 和 GE₂)。随着敏感参数取值的增大,敏感性从家庭户收入分布的底部移到了顶部。四个广义熵测量指标从 1995~2002 年均呈现出增加的趋势。对收入分布底部敏感的 GE₋₁ 呈现出超过 50% 的增加,顶部敏感的 GE₂ 则呈现出约 18% 的增加。

① 所谓分类机制指的是按照什么样的标准对人口进行分类的社会过程。收入的分类机制也就是确定个体或家庭户在收入分布中所处位置的社会过程,其中起作用的可能是社会结构或运气。

这些测量指标提供了与家庭户收入分布底端尾部上变化有关的信息。阿特金森不平等测量指标 A_ε 则提供了一个厌恶不平等视角(inequality aversion perspective)的考察^①。随着厌恶变得更强烈(即 ε 由 0.5 变到 2),收入不平等上的水平和变化也变得更高和更大,而且百分比变化亦增大。

接下来考察家庭财产净值的情况。与收入的情况不同,财产净值可以取负值和零值,因此选取哪些分位数来构造比值就需要谨慎,以避免出现负的分位数比。比值 p_{75}/p_{25} 反映着中间 50% 家庭户之间的财产净值不平等情况。1995 年和 2002 年时分别为 4.412 和 3.163,这意味着,城镇家庭户的中间一半的财产不平等较小,且不平等在此 7 年期间略有下降。类似地,比值 p_{90}/p_{50} 在 3 附近,时间上相对稳定并也略有下降,这表明典型的中国城镇家庭户在 1995 年和 2002 年 7 年间与最富裕的 5% 家庭户之间的财产差距略有缩小。进一步考察底部 50% 对顶部 5% 的份额比(share ratio),它反映着分布中最高 5% 的人口家庭户财产增长得有多快。若将整个人口的财富比作一块饼(资产净值的正数值与负数值之和)的话,下半部分人口比顶部 5% 人口拥有一块小得多的饼,但两者之间的差距略有缩小,因为 1995 年时它们的比值仅为 0.477,而 2001 年时上升至 0.798。尽管家庭户财产净值的基尼系数比收入的基尼系数更大,但两者增长率的性质正好相反,即家庭户收入基尼系数增长率为正值而财产基尼系数增长率为负值。总体而言,表 1 中选取的不平等测量指标表明,中国城镇家庭户收入在 1995~2002 年这 7 年间增加了,而家庭户财产不平等似乎略有下降。但是,这些结果还仍是针对样本数据得到的统计估计结果,还并不能据此推断中国城镇家庭户总体中收入和财产不平等变化的趋势。为此,需要通过假设检验的步骤对这些结果的统计显著性进行检验,这是下一节需要解决的问题。

上面对 1995~2002 年间中国城镇家庭户整体的资源(包括收入和财产)不平等及其变化趋势进行了考察。接下来,我们根据人口分组来对这一整体不平等进行分解,以揭示社会群体之间的差异如何促成家庭户收入和财产的总不平等(overall inequality)。此分解分析还可以识别出对分布变量的贡献更大的社会分组维度,以及回答这些组间贡献是否会随时间而变化的问题。这一工作采用组分解工具(group decomposition tool)来进行,将总不平等区分成组间不平等(比如,城镇和农村之间的不平等)和组内不平等(比如城镇内部之间和农村内部之间的不平等),但集中关注基尼系数和具有不同敏感性参数的 4 个广义熵不平等测量指标 GE_θ 。基于户主的性别、民族、年龄组、教育程度和党员身份以及家庭户类型、户内有在校学生、居住区位和区域等 9 个社会分组变量,得到了表 2 中所示的分解分析结果。以户主受教育程度为例来说明如何解读表中的结果。就家庭户收入的情况看,受教育程度的组间部分对 1995 年收入基尼系数贡献了 18.62%,对 GE_{-1} 、 GE_0 和 GE_1 贡献了约 3%,而对 GE_2 仅贡献了约 2%^②。比较 2002 年的情况,户主受教育程度的这些贡献在这 7 年间出现了较大幅度的增加。考察不同的分组变量,会看到两种模式:第一,9 个分组变量中,区域和户主受教育程度的组间成份是总的家庭户收入不平等的最大促成因素,而家庭户类型以及户主年龄组则是紧随其后的促成因素;第二,户主教育程度和党员身份对收入不平等的贡献在增加,受教育程度的贡献出现了一个尤其明显的增加。区位、家庭户类型和户主年龄组的贡献则都在

① 阿特金森不平等测量指标 A_ε 中的厌恶不平等参数 ε 可以这样来理解:对于两个具有完全相同收入分布的不同社会,第一个社会具有参数 ε_1 ,而第二个具有参数 ε_2 ,且 $\varepsilon_1 < \varepsilon_2$,那么,第二个社会将会认为其不平等更严重,且可被描述成更厌恶不平等差异。

② 注意,这里所谓的“贡献”并不意味着不同受教育程度群体之间在不平等上的差异完全是由受教育程度变量决定的。因为受教育程度不同的群体还可能在性别、健康程度等方面存在差异。因此,我们并不能简单将分解得到的这些组间贡献完全归因于各分组变量。因为我们并没有对群体除分组变量之外的其他变量加以控制。

下降。

资产净值上出现了大体相同的模式(见表2底部)。第一,区域、反映财产积累上生命周期差异的户主年龄分组与户主受教育程度对总的家庭户财产不平等具有更大的贡献。第二,户主受教育程度和党员身份以及区域对财产不平等的贡献在增加,且户主受教育程度和区域的贡献都出现了极其明显的增加;而家庭户类型和户主年龄组的贡献则都在下降。请注意,根据加和可分解性,分组变量对 GE_2 的递减贡献意味着低端尾部上的组间变异在 2002 年比在 1995 年起着更大的作用,这些变量包括户主性别、户主年龄组、居住区位和区域;相反,根据非加和可分解性,分组变量对基尼系数的递增贡献表明组间变异对 2002 年时的中间部分比 1995 年时具有更重要的影响,这些变量包括户主的受教育程度、户主的党员身份、居住区位和区域。

表 2 各协变量对城镇家庭户收入和财产不平等的百分比贡献

Table 2 Percentage Contribution to Household Income and Wealth Inequality by Covariates

测量指标	性别	民族	年龄组	教育程度	党员	家庭户类型	居住区位	有在校学生	区域
年收入,1995年									
基尼系数	0.96	0.83	15.69	18.62	14.03	12.08	4.18	2.35	37.53
GE_{-1}	0.01	0.05	2.85	3.25	2.22	1.84	0.20	0.06	13.97
GE_0	0.01	0.05	3.13	3.75	2.53	2.02	0.22	0.07	15.87
GE_1	0.01	0.05	2.88	3.63	2.41	1.86	0.21	0.06	15.21
GE_2	0.01	0.04	2.16	2.88	1.87	1.40	0.16	0.05	11.97
年收入,2002年									
基尼系数	6.79	0.69	6.68	31.43	15.98	10.61	5.28	3.75	34.46
GE_{-1}	0.47	0.03	0.38	7.48	2.40	1.37	0.25	0.13	10.11
GE_0	0.60	0.04	0.48	9.67	3.10	1.66	0.32	0.16	13.07
GE_1	0.61	0.04	0.48	9.97	3.15	1.60	0.32	0.17	13.44
GE_2	0.50	0.03	0.39	8.45	2.62	1.26	0.26	0.14	11.32
财产净值,1995年									
基尼系数	2.38	1.34	10.39	7.04	7.77	8.02	3.24	1.54	26.64
GE_2	0.03	0.06	0.50	0.27	0.35	0.52	0.06	0.01	3.73
财产净值,2002年									
基尼系数	5.93	0.43	10.12	19.35	12.73	5.04	7.49	0.18	39.85
GE_2	0.24	0.01	0.64	1.90	1.04	0.18	0.54	0.00	10.21

4 对收入和财产不平等变动趋势的统计检验

到目前为止,所得到的相关结论仍然只是针对 1995 年和 2002 年中国城镇家庭户样本本身所作的描述。抽样调查的目的是为了通过样本统计量来推断总体参数。这就需要借助显著性检验程序来排除抽样误差对结论造成的影响,从而将结论推论至总体。因此,现在来考虑对这些不平等测量指标的变化趋势的显著性进行统计检验,或者说对它们在时间上的变化进行统计推断。然而,几乎所有的不平等测量指标都是结果变量的非线性函数,这就需要首先采用线性化方法(linearization methods)来推导得到这些测量指标的标准误。可是,线性化方法及其渐近假定(asymptotic assumption)在样本规模较小的时候可能会出现。不过,有研究者指出(比如,Hao & Naiman 2010),当样本规模较大(比如,大于 1000)时,渐近方法适于用来确定大多数概要不平等测量在简单随机抽样情况下的近似抽样分布。这就为解决不平等测量指标的统计推断问题提供了一条可行途径。目

前,对于普遍使用的概要不平等测量,可以用 Stata 加载程序包 DASP(Duclos & Araar 2006) 来进行此分析。

表 3 显示了对表 1 中相同的一套不平等测量指标的时间变化进行检验的结果。其中给出了每一不平等测量指标的变化量、p 值和 95% 置信区间。我们注意到,除了家庭户收入和财产两者上 GE_2 的变化 0.05 水平上统计显著之外,表中所有其他的不平等测量上的变化都在 0.01 水平统计显著。换言之,1995~2002 年 7 年间,中国城镇家庭户收入和财产不平等上确实出现了变化,样本数据中所观察的这些变化并非抽样变异的结果。

表 3 对 1995~2002 年间城镇家庭户收入和财产不平等变化的检验

Table 3 Statistical Test of Changes in Household Income and Wealth Inequality from 1995 to 2002

测量指标	变化量	p 值	95% 置信区间	
			下限	上限
年收入				
p10/p50	-0.079	0.000	-0.096	-0.062
p90/p50	0.210	0.000	0.147	0.274
基尼系数	0.042	0.000	0.033	0.051
GE_{-1}	0.077	0.000	0.062	0.093
GE_0	0.045	0.000	0.036	0.055
GE_1	0.036	0.000	0.023	0.048
GE_2	0.032	0.017	0.006	0.059
$A_{0.5}$	0.019	0.000	0.014	0.024
A_1	0.039	0.000	0.031	0.047
A_2	0.083	0.000	0.067	0.099
财产净值				
p75/p25	-1.248	0.000	-1.478	-1.018
p90/p50	-0.550	0.000	-0.717	-0.383
底部 50% 与顶部 5% 份额比	0.322	0.000	0.240	0.404
基尼系数	-0.073	0.000	-0.093	-0.052
GE_2	-0.413	0.012	-0.734	-0.093

5 收入和财富不平等的变动趋势分解

前面的分析表明,中国城镇家庭户收入和财产的许多不平等测量指标在 1995 年和 2002 年期间均显著不同。一个社会的收入不平等由分类机制和人口特征的构成两者决定。在分类机制不变的情况下,民族、性别、党员身份、年龄、教育、家庭户类型和其他特征上的变化会改变家庭户收入和财产不平等。反过来,在上述这些特征构成不变的情况下,分类机制上的变化也会改变家庭户资源不平等的图景。换言之,人口特征构成的变化与控制人口特征不变情况下收入和财产的条件分布的变化都会对资源不平等测量指标的变动趋势产生影响。不平等研究文献中,前者被称作构成成份(compositional component),后者则被称作条件成份(conditional component)。因此,接着的问题自然是如何量化这两个成份对不平等变动的相对贡献。

另外,前面针对分组变量的分解分析实际上仍然只考虑了单一协变量。考虑到总体中肯定不仅仅只存在一个协变量,而且总体中多个协变量往往是相关的,比如,高年龄者更可能是低教育的,因此,使用单一协变量来考察某一时间的不平等所得到的结论很可能是有问题的(万广华 2008)。为此,本节采用 Machado 和 Mata(2005) 提出的基于分位数回归模型的分解法来揭示构成成份和条

件成份对 1995~2002 年期间中国城镇家庭户收入和财产不平等变动的相对贡献。这一方法有以下好处:第一,它属于多元回归分析框架,因此,能够对多个协变量进行控制;第二,它可以对收入和财产的整个条件分布而不是条件均值进行考察和趋势分解。

本研究的分位数回归模型纳入以下 16 个协变量:代表户主性别的 1 个虚拟变量、代表户主民族的 1 个虚拟变量、代表户主党员身份的 1 个虚拟变量、代表家庭户类型的 3 个虚拟变量、代表本户有在校学生的 1 个虚拟变量、代表住所区位的 3 个虚拟变量、代表区域的 2 个虚拟变量、户主年龄、户主年龄的平方、户主受教育年数以及家庭户规模^①。

基于分位数回归模型(quantile regression model)的分解法实际上是一种反事实分解方法(counterfactual decomposition method)(Machado & Mata 2005),关键之处在于创建一个在真实世界中并不存在的反事实分布:给定另一时点或时期的协变量构成的情况下,某一时点或时期结果变量的条件分布。以收入为例,为了进行基于分位数回归模型的分解,相当于执行了以下程序 A 和程序 B。程序 A 分别对 1995 年和 2002 年模拟基于分位数回归的收入边缘分布,具体操作包括:①从均匀分布 $U(0,1)$ 中随机地选取一个 U ;②用 1995 年数据估计第 U 个分位数回归模型;③从 1995 年数据中选取一个规模为 300 的自助法样本,并得到基于分位数回归模型系数估计值的收入预测值;④将步骤 1 到 3 重复 100 次;⑤将收入预测值放在一起得到一个基于分位数回归模型(针对 100 个不同分位数)的 1995 年收入边缘分布的随机样本,样本规模为 $100 \times 300 = 30000$;⑥重复步骤①到⑤,用 2002 年数据替换 1995 年数据。然后,执行程序 B。先用 2002 年的分位数回归模型系数和 1995 年的协变量数据模拟反事实收入边缘分布(counterfactual income marginal distribution)(称作反事实顺序 1),再用 1995 年的分位数回归模型系数和 2002 年的协变量数据模拟相反顺序的反事实收入边缘分布(称作反事实顺序 2)。最后,根据 1995 年的边缘分布和 2002 年的边缘分布,得到某一不平等测量上的整体变化(见表 4 第 3 行)。注意,对于每一反事实顺序,可以分别得到一个不平等测量的构成成份和条件成份。通常的做法是对基于每一反事实顺序的结果求平均值,得到构成成份和条件成份的最终结果。本研究的最终分解结果如表 4 所示。

表 4 中,基于根据分位数回归模型得到的边缘分布的比值 p_{90}/p_{50} 在这 7 年期间从 1.906 增加到 2.032,这表明富人变得越来越富裕。分解结果显示,协变量构成上的变化对第 90 个百分位数收入相比于中位数收入(median income)并无显著影响。因此,在给定纳入模型中协变量的情况下,条件分布解释了较低 p_{90}/p_{50} 比值的 112.7%。换言之,分类机制完全解释了以 p_{90}/p_{50} 比值所测量的日益增加的不平等。其他的不平等测量指标在 1995~2002 年期间均呈现出显著的正向变化,而且其中的构成成份都不统计显著而条件成份则全都统计显著。

总的来看,此分解表明:第一,中国城镇家庭户收入不平等在 1995~2002 年间出现了显著地上升;第二,协变量构成对日益增加的家庭户收入不平等并无显著影响,这意味着所选择的人口构成特征变化对此收入不平等的上升没有影响;第三,相比而言,给定协变量的情况下,收入条件分布在

① 对于 CHIP 1995 数据,反映第 10、20、30、40、50、60、70、80、90 分位数回归模型拟合优度的 $psuedo R^2$ 值依次为 0.1101、0.1210、0.1337、0.1438、0.1515、0.1571、0.1649、0.1819、0.2081,这意味着此模型解释了 1995 年城镇家庭户收入分布顶部的更多变异;而且除了民族、家庭户类型和住所区位中的少数几个虚拟变量之外,其他大多数协变量都统计显著。对于 CHIP 2002 数据,反映第 10、20、30、40、50、60、70、80、90 分位数回归模型拟合优度 $psuedo R^2$ 值依次为 0.0993、0.1162、0.1313、0.1446、0.1557、0.1676、0.1810、0.1950、0.2061,这也意味着此模型解释了 2002 年城镇家庭户收入分布顶部的更多变异;而且除了家庭户类型和住所区位中的少数几个虚拟变量之外,其他大多数协变量都统计显著。

所考察的 9 个不平等测量指数中都对日益增加的家庭户收入不平等有着显著影响,这意味着社会结构所赋予的分类机制在城镇家庭户收入不平等上升起着重要作用。

表 4 基于分位数回归模型对家庭户收入不平等变动趋势的分解

Table 4 Decomposing Trend in Households Income Inequality Based on Quartile Regression Model

分解	p90/p50	Gini	GE ₋₁	GE ₀	GE ₁	GE ₂	A _{1/2}	A ₁	A ₂
1995 年实际的边缘分布	1.906	0.282	0.148	0.131	0.134	0.160	0.064	0.122	0.229
2002 年实际的边缘分布	2.032	0.310	0.242	0.167	0.159	0.181	0.078	0.154	0.326
整体变化	0.126 ***	0.029 ***	0.094 ***	0.037 ***	0.025 ***	0.021 ***	0.014 ***	0.032 ***	0.097 ***
反事实顺序 1 的边缘分布									
构成成份	-0.017	-0.002	-0.015	-0.002	-0.001	-0.001	-0.001	-0.002	-0.014
条件成份	0.143 ***	0.031 ***	0.109 ***	0.039 ***	0.026 ***	0.022 ***	0.015 ***	0.034 ***	0.111 ***
反事实顺序 2 的边缘分布									
构成成份	-0.014	-0.003	0.004	-0.001	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001	0.005
条件成份	0.140 ***	0.032 ***	0.089 ***	0.038 ***	0.027 ***	0.023 ***	0.015 ***	0.033 ***	0.092 ***
平均结果									
构成成份	-0.016	-0.002	-0.005	-0.002	-0.002	-0.002	-0.001	-0.002	-0.004
条件成份	0.141	0.031	0.099	0.038	0.027	0.022	0.015	0.033	0.102
百分比贡献									
构成成份	-12.70	-6.90	-5.32	-5.41	-8.00	-9.52	-7.14	-6.25	-4.12
条件成份	112.70	106.90	105.32	105.41	108.00	109.52	107.14	106.25	104.12

注:分位数回归模型纳入了 16 个协变量,具体见正文。

* 表示 $P < 0.05$, ** 表示 $P < 0.01$ 。

同样地,财产净值的分位数回归模型也纳入与前述相同的 16 个协变量。财产净值的分布是非正态的,因为有一定比例的家庭户具有负值或零值。分位数回归模型具有拟合诸如财产净值这种非正态分布数据的灵活性(Hao & Naiman 2007)。但是,本研究中,财产净值的分位数回归模型的拟合优度比前述针对收入时的更低。具体而言,对于 CHIP 1995 数据,反映第 10、20、30、40、50、60、70、80、90 分位数回归模型拟合优度的 pseudo R^2 值依次为 0.0226、0.0266、0.0281、0.0267、0.0263、0.0259、0.0280、0.0349、0.0634;对于 CHIP 2002 年数据,相应的模型拟合优度的 pseudo R^2 值依次为 0.0306、0.0553、0.0728、0.0900、0.1086、0.1313、0.1560、0.1815、0.1942。另外,我们还注意到,与收入的情况类似,除了家庭户类型和住所区位中的少数几个虚拟变量之外,纳入模型中的其他大多数协变量都统计显著。

进一步,采用与前述分析家庭收入时完全相同的程序 A 和 B 来分析以比值 p90/p50 和基尼系数所测量的家庭户财产净值不平等变动趋势,结果见表 5。从中可以看到,1995~2002 年的 7 年间,总的城镇家庭户财产不平等在降低,这与李实、魏众和丁赛(2005)采用相同数据所得到的结论相一致。另外,不论是基于反事实顺序 1(即以 2002 年的分位数回归模型系数和 1995 年的协变量数据来构建财产的边缘分布)还是反事实顺序 2(即以 1995 年的分位数回归模型系数和 2002 年的协变量数据来构建反财产的边缘分布)的排序都强调,在给定协变量构成的情况下,财产的条件分布比协变量构成对不平等的变动更加重要,而由协变量所反映的构成成份似乎表现出拉大财产不平等的作用,不过这种作用在统计上并不显著。具体地,财产本身条件分布上的变化(反映着中国城镇地区财产分类机制的变化)对比值 p90/p50 的下降具有约 96% 的贡献,而对基尼系数下降的贡献约为 98%。由此,我们看到,与家庭户收入不平等持续上升的情形不同,1995~2002 年 7 年间

中国城镇家庭户财产不平等呈现出下降的趋势。但是,另一方面,与收入不平等变动的情形相同,分类机制在造成城镇家庭户财产不平等变动中扮演着更为重要的角色,或者说,资源(包括收入和财产)在不同社会群体间的分配在造成城镇家庭户资源不平等变动(上升或下降)有着更大的影响。

表5 基于分位数回归模型对家庭户财产不平等变动趋势的分解

Table 5 Decomposing Trend in Households Wealth Inequality Based on quartile Regression Model

分解	p90/p50	Gini
1995年实际的边缘分布	3.129	0.503
2002年实际的边缘分布	2.787	0.449
整体变化	-0.342***	-0.055***
反事实顺序1的边缘分布		
构成成份	0.021	-0.001
条件成份	-0.363***	-0.053***
反事实顺序2的边缘分布		
构成成份	-0.049	0.000
条件成份	-0.293***	-0.055***
反事实顺序1和2的平均		
构成成份	-0.014	0.000
条件成份	-0.328	-0.054
百分比贡献		
构成成份	4.094	0.000
条件成份	95.906	98.182

注:分位数回归模型纳入了16个协变量,具体见正文。

*表示 $P < 0.05$,**表示 $P < 0.01$ 。

6 小结

利用“中国家庭户收入调查”收集的1995年和2002年城镇家庭户样本数据,以家庭户作为分析单位,本研究对中国城镇家庭户收入和财产不平等进行了考察。作为相互联系又相互区别的两个方面,收入和财产构成了家庭户资源的两个支点。对收入和财产不平等的同时考察表明,中国城镇家庭户收入的大多数不平等测量指标在1995~2002年7年间都存在一个显著的大幅度上升,但家庭户财产不平等在此期间似乎呈现出显著地略有下降的趋势。

进一步,按照人口分组进行的不平等分解分析表明,对于家庭户收入的情况而言,区域和户主受教育程度是总的收入不平等的最大促成因素,家庭户类型以及户主年龄组则为次之的促成因素,而且户主受教育程度和党员身份的贡献呈现出随着时间推移而增加的趋势;对于家庭户财产而言,区域、反映财产积累上生命周期差异的户主年龄分组与户主受教育程度对总的家庭户财产不平等具有更大的贡献,而且户主教育程度和党员身份以及区域对财产不平等的贡献也呈现出随时间推移而增加的趋势。因此,我们看到,在根据收入和财富分布将城镇家庭户归类到不同位置这点上,区域、户主受教育程度和户主中共党员身份是比户主民族、户主性别、户主年龄组和家庭户类型更为重要的社会分组维度。当然,党员身份可能是一个符号,而与党员身份相联系着的机遇和权利有可能才是导致不平等的真正深层次原因^①。

① 感谢匿名审稿人向作者指出这一点。

最后,通过对城镇家庭户收入和财产不平等在 1995 年和 2002 年间变动趋势的分解,我们发现,对于家庭户收入而言,不平等上升的主要推动力是为更不平等的分配体系而不是社会群体构成上的变化;而城镇家庭户财产不平等则呈现出略有下降的趋势,而且财产在不同群体之间的分配(即分类机制)在这一下降中起着比社会群体构成变化更为重要的作用。总之,对于 1995~2002 年的中国城镇而言,分类机制在左右家庭户资源不平等变动中扮演着更为重要的角色。

参考文献/References:

- 布伦纳. 中国农村财产分配的重新考察. 载赵人伟、李实和李思勤主编. 中国居民收入分配再研究. 北京: 中国财政经济出版社, 1999
Brenner, Mark. 1999. Re-examining the Distribution of Wealth in Rural China. In Zhao Renwei, Li Shi and C. Riskin(eds.). Research on Income Distribution in China. Financial & Economic Press of China.
- 陈光金. 市场抑或非市场: 中国收入不平等成因实证分析. 社会学研究 2010a; 6: 86~115
Chen Guangjin. 2010a. Market or Non-Market? An Empirical Analysis of the Main Causes of Income Inequalities in China Today. Sociological Studies 6: 86~115.
- 陈光金. 中国收入不平等: U 型变化与不确定的未来. 江苏社会科学 2010b; 5: 1~13
Chen Guangjin. 2010b. Income Inequality in China: U-shape Change and Uncertainty Future. Jiangsu Social Sciences 5: 1~13.
- 段景辉 陈建宝. 我国城乡家庭收入差异影响因素的分位数回归解析. 经济学家 2009; 9: 46~53
Duan Jinghui and Chen Jianbao. 2009. Decomposition of Rural-Urban Gap for Household Income in China Based on Quantile Regression. Economist 9: 46-53.
- 高梦滔 姚洋. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本. 经济研究 2006; 12: 71~80
Gao Mengtao and Yao Yang. 2006. Which is the Main Reason for Income Inequality in Rural China: Physical Assets of Human Capital. Economic Research Journal 12: 71-80.
- 国家统计局城市社会经济调查总队. 财富: 小康社会的坚实基础. 山西经济出版社 2003
Social and Economic Investigation Team of National Bureau of Statistics. 2003. Wealth: Solid Foundation for the Well-off Society. Shanxi Economy Press.
- Khan, A. R. 和 C. Riskin. 中国的收入和不均等. 载赵人伟与李实主编. 中国居民收入分配再研究. 中国财政经济出版社, 1999
Khan, A. R., and C. Riskin. 1999. Income and Inequality in China. In Zhao Renwei, Li Shi and C. Riskin(eds.). Research on Income Distribution in China. Financial & Economic Press of China.
- Khan, A. R. 和 C. Riskin. 中国居民收入增长与分配. 载李实、史泰丽与 B·古斯塔夫森主编. 中国居民收入分配研究 III. 北京师范大学出版社 2008
Khan, A. R., and C. Riskin. 2008. Income Growth and Distribution for China's Residents. In Li Shi, Shi Taili and B. Gustafsson (eds.). Research on Income Distribution in China III. Beijing Normal University Press.
- 李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望. 经济学季刊 2003; 2: 379~403
Li Shi. 2003. Individual Income Distribution in China: Review and Prospect. China Economic Quarterly 2: 379-403.
- 李实. 鼓励财产性收入将会加剧社会财富的集中. 人民论坛 2007; 23: 16
Li Shi. 2007. Encouraging Property Income will Exacerbate the Concentration of Social Wealthy. People's Tribune 23: 16.
- 李实, 罗楚亮. 中国城乡居民收入差距的重新估计. 北京大学学报(哲学社会科学版) 2007; 2: 111~120
Li Shi and Luo Chuliang. 2007. Re-estimating the Income Gap Between Urban and Rural Household in China. Journal of Peking University (Philosophy and Social Sciences) 2: 111-120.
- 李实, 魏众, B·古斯塔夫森. 中国城镇居民的财产分配. 经济研究 2000; 3: 16~23

- Li Shi ,Wei Zhong and Björn Gustafsson. 2000. Distribution of Wealth among Urban and Township Households in China. *Economic Research Journal* 3: 16 – 23.
- 13 李实 魏众 丁赛. 中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析. *经济研究* 2005; 6: 4 ~ 15
Li Shi ,Wei Zhong and Ding Sai. 2005. Empirical Analysis on the Inequality and the Reason of China Residents' Property Distribution. *Economic Research Journal* 6: 4 – 15.
- 14 刘涵. 收入不平等综述: 中国的实证研究 2000 – 2009. *社科纵横* 2010; 25: 35 ~ 37
Liu Han. 2010. Literature Review for Income Inequality: Empirical Researches on China from 2000 to 2009. *Social Science Review* 25: 35 – 37.
- 15 罗楚亮. 城乡居民收入差距的动态演变: 1988 – 2002 年. *财经研究* 2006; 9: 103 ~ 112
Luo Chuliang. 2006. Dynamic Evolution of Disparity in Household Income between Rural and Urban in China ,1988 – 2002. *Journal of Finance and Economics* 9: 103 – 112.
- 16 麦金利. 中国农村的财产分配. 载赵人伟和基斯·格里芬主编. 中国居民收入分配研究. 中国社会科学出版社, 1994
McKinley , Terry. 1994. Wealth Distribution in Rural China. In Zhao Renwei and K. Griffin(eds.) . *The Distribution of Income in China*. Chinese Social Sciences Academic Press.
- 17 世界银行. 2004. 中国: 推动公平的经济增长. 清华大学出版社 2004
World Bank. 2004. China: Push Equal Economic Growth. Tsinghua University Press.
- 18 孙志军. 中国教育个人收益率研究: 一个文献综述及其政策含义. *中国人口科学* , 2004; 5: 65 ~ 72
Sun Zhijun. 2004. Individual Returns to Education in China: Literatures and Policy Implications. *Chinese Journal of Population Science* 5: 65 – 72.
- 19 万定山. 中国城市居民收入分布的变化: 1988 – 1999 年. *经济学季刊* 2005; 增刊: 45 ~ 66
Wan Dingshan. 2005. Changes in Household Income Distribution in Urban China: 1988 – 1999. *China Economic Quarterly Supp.* : 45 – 66.
- 20 万广华. 不平等的度量与分解. *经济学季刊* 2008; 1: 347 ~ 368
Wan Guanghua. 2008. Inequality Measurement and Decomposition: A Survey. *China Economic Quarterly* 1: 347 – 368.
- 21 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、起因和政策含义. *中国农村经济* , 2008; 3: . 4 ~ 15
Wan Guanghua ,Zhang Ouxiang and Fu Runmin. 2008. Income Inequality in Rural China from 1985 to 2002: Trend , Causes and Implications. *Chinese Rural Economy* 3: 4 – 15.
- 22 王海港. 中国居民家庭的收入变动及其对长期平等的影响. *经济研究* 2005; 1: 56 ~ 66
Wang Haigang. 2005. The Household Income Mobility and its Equalizing Long – term Income in China. *Economic Research Journal* 1: 56 – 66.
- 23 王天夫 王丰. 中国城市收入分配中的集团因素: 1986 – 1995. *社会学研究* 2005; 3: 156 ~ 181
Wang Tianfu and Wang Feng. 2005. Categorical Sources of Income Inequality: the Case of Urban China. *Sociological Studies* 3: 156 – 181.
- 24 杨菊华. 1989 – 2004 年城乡家庭收入差异: 一个多层固定效果模型分析. *人口与发展* 2010; 5: 38 ~ 51 , 82
Yang Juhua. 2010. Long – Term Trend and Determinants of Urban – Rural Household Income Gap: China 1989 – 2004. *Population & Development* 5: 38 – 51 , 82.
- 25 姚先国 李晓华. 工资不平等的上升: 结构效应与价格效应. *中国人口科学* 2007; 1: 36 ~ 43
Yao Xianguo and Li Xiaohua. 2007. Rising Wage Inequality: Composition Effect and Price Effect. *Chinese Journal of Population Science* 1: 36 – 43.
- 26 张车伟. 人力资本回报率变化与收入差距 “马太效应” 及其政策含义. *经济研究* 2006; 12: 59 ~ 70

- Zhang Juwei. 2006. Human Capital Return and Income Disparity: 'Mathew Effect' and its Implications. *Economic Research Journal* 12: 59 - 70.
- 27 赵人伟. 收入分配、财产分配和渐进改革. *经济社会体制比较* 2005; 5: 8 ~ 12
- Zhao Renwei. 2005. Income Distribution, Wealth Distribution and Gradual Reform. *Comparative Economic & Social Systems* 5: 8 - 12.
- 28 赵人伟, 李实. 中国居民收入差距的扩大及其原因. *经济研究* 1997; 9: 19 ~ 28
- Zhao Renwei and Li Shi. 1997. Expansion of Income Gap for Chinese Resident and its Causes. *Economic Research Journal* 9: 19 - 28.
- 29 Ding, N. and Wang, Y. G. 2008. Household Income Mobility in China and Its Decomposition. *China Economic Review* 9: 373 - 380.
- 30 Duclos, J. Y., and Araar, A. 2006. Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with DASP. Retrieved December 14, 2009, from www.idrc.ca/openbooks/229-5.
- 31 Hao, L. X., and Naiman, D. Q. 2007. *Quantile regression*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- 32 Hao, L. X., and Naiman, D. Q. 2010. *Assessing Inequality*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- 33 Machado, J., and Mata, J. 2005. Counterfactual Decompositions of Changes in Wage Distributions using Quantile Regression. *Journal of Applied Economics* 20: 445 - 465.
- 34 Nee, V. 1989. A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism. *American Sociological Review* 54: 663 - 681.
- 35 Nee, V. 1996. The Emergence of a Market Society: Changing Mechanism of Stratification in China. *American Journal of Sociology* 101: 908 - 949.
- 36 Riskin, C., Renwei, Zhao and Shi, Li. 2010. Chinese Household Income Project, 1995 [Computer file]. ICPSR03012 - v2. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2010 - 07 - 28. doi: 10.3886/ICPSR03012
- 37 Shi, Li. 2009. Chinese Household Income Project, 2002 [Computer file]. ICPSR21741 - v1. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2009 - 08 - 14. doi: 10.3886/ICPSR21741.
- 38 Xinzheng, S., Sicular, T. and Yaohui Zhao. 2002. *Analyzing Urban - Rural Income Inequality in China*, CCER, Peking University.

(责任编辑: 宋 严 收稿时间: 2011 - 09)