

# 中国收入不平等： U 型变化与不确定的未来

陈光金

**内容提要** 中国收入不平等已达到较高程度,这一点已经成为广泛共识。问题在于这种不平等的内部结构如何,经历了怎样的演变过程,未来又将走向何方。已有的研究尽管对中国收入不平等的特征给出了一些分析,但对这些问题的系统回答和解释并不充分。本文利用跨越 20 年的 8 个全国抽样调查数据,对中国收入不平等内部结构特征及其演变过程和趋势进行了实证考察,结果表明,近 20 年来中国收入不平等的内部结构呈现出两极化不断加剧的趋势,并且,从现有数据的分析结果来看,这种趋势在一个时期内仍然不会改变。

**关键词** 收入不平等结构 两极分化 库兹涅茨假说 中位收入相对分布

陈光金,中国社会科学院社会学所研究员 100732

## 一、研究问题与假设

现阶段中国收入不平等已经较大,不管人们对此有怎样不同的理解,但终究是一个不容否认的事实。我们关注的问题是,这种较大程度的不平等是怎么演变过来的?这种不平等内部具有怎样的结构特征?未来不平等程度及结构又将如何演变?这些问题不仅是学术研究的焦点,也是全社会普遍关注的重大问题。

美国经济学家西蒙·库兹涅茨曾经发现,在第二次世界大战前的 50 年中,西方发达国家的收入不平等程度经历了一个倒 U 型变化过程(Kuznets, 1955)。而近年来,尼尔森等人的研究则发现,在从 20 世

纪 60 年代后期起到 20 世纪末的 30 年中,西方主要国家的收入不平等程度呈现出大 U 型转变趋势(Nielsen and Alderson, 1997)。而关于中国自改革开放以来的收入不平等变动态势,国内外学术界进行了广泛研究,一些学者不断地援引库兹涅茨假说,试图证明中国的收入不平等将遵循该假说提出的规律性趋势(陈宗胜 2000, 郭熙保 2002, 管晓明 2006)。但是,毕竟市场化条件下的中国收入不平等变动的的时间还比较短,因此也有不少学者认为,现在就认为中国的收入不平等变动态势已经验证了该假说似乎为时尚早(李实 2000; 丁任重、陈志舟、顾文军 2003; 王小鲁、樊纲 2005); 有的学者甚至试图证明该假说根本就不适用于中国收入不平等的变化趋势。

该项调查由美国国家卫生研究所(R01-HD30880, DK056350, and R01-HD38700)、卡罗来纳人口中心和中国疾病控制和预防中心共同资助,调查者向作者慷慨提供了 7 个年度的调查数据,谨此表示感谢。

无论如何评价 30 多年来中国收入分配不平等问题,有一点是需要注意的,就是库兹涅茨假说的背景条件之一是经济的市场化。然而,30 多年来,中国的收入不平等的变动背后是有不同的机制起作用的。20 世纪 80 年代的改革,是在宏观上不放弃计划经济体制的条件下以调动人民的生产积极性为目的的改革,而不是以建立市场经济体制为目的的改革(陈光金,1996)。其结果是,尽管农村收入分配的基尼系数有较大幅度的提升,但城镇基尼系数却始终维持在 0.3 以下(何娅,2007)。因此可以说,这一阶段中国收入分配基尼系数得以超过 0.3,是与农村家庭承包责任制改革和乡镇企业的异军突起密切相关的。这些改革和发展在一定程度上包含有市场化的因素,但总体上还不能说它们的性质就是市场化。1989-1991 年是中国经济社会发展的一个特殊时段,其特征是国家对计划体制以外的经济领域的发展给与了压制,因此,这一时期出现了收入不平等下降的态势,根据国家统计局公布的数据,1989 年中国的基尼系数为 0.360,1990 年为 0.348,1991 年略有抬头,为 0.362。1992 年以后,中国真正进入了以建立市场经济体制为目的的改革阶段,并突出地表现为乡镇集体企业和国有企业的大规模改制。因此,严格地说,要探讨市场化条件下中国收入不平等的变动态势与库兹涅茨假说的关系,在时间上理应有所限定。正是基于这样的考虑,本文研究的主要是最近 20 年的中国收入不平等变动态势和结构性特征。

有研究表明,经济合作与发展组织(OECD)核心国家的收入不平等变动趋势之所以会在 20 世纪 60 年代末期以后出现大 U 型转变,那是与 20 世纪 70 年代末期开始的新自由主义改革紧密联系在一起的(Nielsen and Alderson, 1997; Alderson, Beckfield and Nielsen, 2005)。按照所谓的“华盛顿共识”,这种改革强调市场机制,要求放松或者解除对经济生活的各种管制,要求弱化劳工阶级的组织化力量,要求减少国家的再分配转移支付。这样,在收入分配领域,国家和社会的调节作用都被弱化了,不平等程度便随之而上升。对中国的收入分配来说,20 世纪 90 年代初期开始并在中后期(1996 年)前后基本完成的公有制企业改制具有双重的影响。在改制进行的初中期,实际上会出现不平等有所下降的形势。例如,乡镇企业的改制打破了它们原来具有的农村社区归属性质,乡镇企业所在社区的人们享有的某种分配和再分配优势将被打破,从而降低其他地区的农村社区

与乡镇企业发达社区的差距。而这种改制一旦完成,就会形成一种新的机会结构和利益关系结构(孙立平,2002),促使中国社会的收入分配按照某种固有趋势演变,这就是重新扩大收入分配不平等。由此,关于中国确立市场化改革方向以来中国收入不平等的变动趋势,我们可以提出如下假设:

假设 1:市场化改革方向确立以来,中国的收入不平等也存在某种程度的 U 型而非倒 U 型变动特征,这种 U 型变动的底部拐点,将大致与公有制企业改制基本完成的时间吻合。

关于收入不平等的结构性问题,概括地说就是这种不平等是否具有极化特征。对此,已有的相关研究大体提出了三类主要观点。第一类观点认为,迄今为止,中国不存在收入两极分化现象。有的论者认为,当代中国的收入不平等是在全社会整体收入水平共同提高的基础上出现的,因此即使收入不平等程度较高,也不等于出现了两极分化(王明华,2003)。有的学者援引库兹涅茨假说,相信现阶段中国收入不平等的扩大是市场化经济发展过程中的正常现象,固不必大惊小怪。还有学者援引马克思、邓小平的有关论述,认为两极分化是一个阶级概念,在这个意义上中国目前不存在两极分化(苏晓离,1996;金喜在,1996;王明华,2003;朱红军,2007;宁德业、庞业君,2007)。第二类观点认为,中国目前已经存在收入分配两极分化,甚至相当严重。相关研究大多撇开了阶级分化问题,将分析矛头直指中国社会的收入分配格局及其变动过程本身(卢嘉瑞,2002;马晓河,2003;胡代光,2004;杨圣明,2005;周新城,2006;王小鲁,2007;徐现祥、王海港,2008;张奎、王祖祥,2009)。第三类观点则认为,中国的收入不平等程度较高,存在发生两极分化的可能性。许多研究者持论谨慎,一方面,他们认为现阶段中国收入不平等已经达到相当大的程度,而且仍呈继续扩大的趋势,甚至处于失控状态;另一方面,他们不认为这种状况意味着中国收入不平等已经达到两极分化的程度,但存在出现两极分化的可能性,值得引起高度警惕,尽快遏制或扭转现有分化趋势,避免出现严重的平等和两极分化(孙立平,2003;李实、佐腾宏,2004;刘国光,2005;权衡,2006;Wang,2006;宋士云,2007)。有的学者即使根据实证研究发现有两极化的情形,但却得出了当前中国居民收入“两极分化的程度是比较适度的”这种结论(张陶新,2009)。

分析起来,第一种主张的依据是存在问题的。且

不说库兹涅茨假说是否已经成为得到经验证据普遍证实的收入分配变化“法则”,就是对马克思和邓小平的有关论述,似乎也存在误读之处。确实,马克思所说的两极分化,首先是与生产资料的私有制相联系的,是生产资料占有状况的分化,但同时也与收入和财富分配的分化相关,形成一极积累财富、另一极积累贫困的格局(参见《马克思恩格斯选集》第 1 卷第 273 页,第 2 卷第 259 页)。邓小平对中国两极分化问题的看法经历了一个变化发展过程。20 世纪 80 年代中期以前,邓小平大体上也是从阶级分化角度来理解两极分化问题的。在提出可以允许一部分地区先发展起来、一部分人先富起来的改革主张时,他确实相信,中国不会出现两极分化,因为中国将遵循两个重要原则,一是公有制经济始终占主体地位,这样就不会出现一个新资产阶级;二是坚持走共同富裕道路,这样在收入分配方面就不会出现贫富分化格局(中共中央文献研究室,2004)。80 年代中期以后,邓小平的关注重点明显发生了转移,更多地考虑收入分化问题,并对中国出现收入两极分化的担心越来越大,1993 年他甚至说:“我们讲要防止两极分化,实际上两极分化自然出现”(中共中央文献研究室,2004:1364)。这种重点的转移不是没有道理的。随着中国改革开放不断深化,非公有经济日益发展,公有经济在数量上能否继续占据主体地位越来越成问题。这样,继续坚持从所有制角度论证中国两极分化的不可能性,便没有什么现实意义。而从收入不平等方面来讨论两极分化问题,理应成为最主要的分析视角。实际上,国际学术界对两极分化问题的讨论,几乎都集中于收入分化问题(Alderson, Beckfield and Nielsen, 2005)。另外,在收入不平等与两极分化之间确实不能简单划等号;不过,认为只要现有收入不平等是在收入水平普遍提高的基础上出现的,只要不存在“富者愈富、穷者愈穷”的趋势,就不存在两极分化问题,这也是过于简单化的逻辑(王检贵, 2000)。坚持第二种判断的相关文献,多数往往直接把收入不平等扩大或已达到较高程度作为经验证据,有把两者直接等同起来之嫌。两极分化当然以收入不平等为基础,但不平等究竟达到多高的程度才算出现两极分化,是一个迄今为止都没有得到解决的问题(王检贵, 2000)。另外,多数这类研究所援引的经验证据,如上所述,主要是各种收入分配的绝对不平等,缺少对不平等的内部结构以及变动趋势的实证考察。因此,现有这种观点还缺少说服力。持有

第三种主张的研究文献,多数特别重视研究方法和抽样调查数据。不过,这些研究所依托的数据的采集时间都比较早,其中最新的全国抽样调查数据也是六、七年以前采集的,考虑到中国收入分配不平等一直在逐年扩大,目前的收入分配不平等格局究竟如何,需要有新的数据来说明。

正如有的学者所说,中国的收入分配不平等是否已经出现两极分化格局,主要不是一个理论问题而是一个经验问题。中国收入不平等的各项综合性指标确实都已经达到较高的程度。例如,中国城乡收入差距之大,在国际上是数一数二的(Knight and Song, 1999; Eastwood and Lipton, 2004);又如,根据中国社会科学院社会学所课题组在 2006 年所做的调查,2005 年全国收入分布基尼系数已经非常接近 0.5 的水平(李培林等, 2008),这在国际上同样是很高的。根据美国中央情报局提供的资料,在 2003-2008 年有数据可查的 131 个国家中,基尼系数在 0.5 以上的国家只有 27 个(CIA, 2003-2009)。从国际经验看,总体不平等的这种水平,至少为收入分配两极分化准备了条件。有研究指出,即使一国收入不平等的综合测量指标没有达到中国的水平,但是如果这种不平等的内部结构出现两端扩张态势,这个国家也可能存在两极分化。例如,阿尔德森等人基于卢森堡收入调查数据研究了 16 个 OECD 核心国家的收入不平等变动趋势,结果发现,这些国家的收入分配出现了两极分化趋势(Alderson, Beckfield and Nielsen, 2005)。而根据美国中央情报局提供的数据(CIA, 2003-2009),在属于 OECD 组织的 30 个国家中,收入分配基尼系数超过 0.4 的国家只有墨西哥(2005 年为 0.509)、美国(2007 年为 0.45)和土耳其(2003 年为 0.436)。因此,立足于 20 世纪 60 年代末期以来国际收入不平等变动趋势以及现阶段中国收入分配基尼系数已接近甚至超过 0.5 的现实,我们有理由就中国现阶段收入不平等变动的态势提出如下假设:

假设 2:随着中国公有制企业的市场化改革基本完成,中国收入不平等格局的变动将开始出现逐步加剧的两极分化趋势。

这是因为,公有制企业的市场化改革(改制),一方面将在农村深刻改变乡镇集体企业与其职工和所在社区的利益关系,原本处于集体体制下的乡镇企业职工转变为改制后的私营企业雇工,从而丧失作为集体企业职工所享有的福利收益,工资决定机制也被“市场化”,难以随着经济增长而增长;而改制后

企业对原社区集体所承担的福利责任被解除，也使社区一般成员原本享有的福利收益基本消失。另一方面，城镇国有和集体企业大规模改制，在使得留下来的就业者从公有制企业职工变为非公有制企业雇工的同时，还造成了数千万的下岗工人的同时，其中大批所谓的“4050”人员因难以实现再就业而处于“被贫困化”状态，其余人员也只能在非公有制部门寻找就业机会，接受“被市场化”和廉价劳动力的命运。最后，随着经济市场化尤其是就业市场化程度的加深，收入不平等的两极化也会加剧。

关于中国收入不平等的未来变动趋势，学术界也同样存在着争论。但如上所述，这些争论基本上都是围绕着库兹涅茨假说是否会在中国未来收入不平等变动过程中得到实现的问题展开。因此，关键的问题就是，迄今为止的中国收入不平等变动格局能否为相应证据支持或者否定根据库兹涅茨假说而对其未来变动趋势做出的预测。上文还指出，我们现在还难以直接对此进行实证检验。但是，基于库兹涅茨假说，发展经济学还提出了两个相关判断，亦即，在不断发展的过程中，(1)发展中国家城市地区的收入不平等将高于农村地区，(2)发展中国家农业部门的收入不平等小于非农业部门(万广华，2008)。另外，国际学术界在对一国收入分配不平等的变动进行分解研究时发现，大体上可以把收入不平等的变动归因于收入结构变动与收入集中趋势变动两个方面。据认为，在现代社会，收入不平等变动的倒U型假说本质上与收入分布的结构性变动相关(万广华，2008)。所谓收入结构变动，是指在存在二元经济结构的情况下，随着经济的发展，国民经济结构将发生重大调整，即传统部门逐渐萎缩，现代部门逐渐扩张，最终整个经济实现现代化。随着这种结构调整的不断深化，收入不平等的结构性效应首先会扩张，导致收入不平等扩大，等到二元经济结构被破除之后，便会不断弱化，甚至最终消失，收入不平等将变得主要来源于收入分布的集中效应，而随着市场经济的进一步发展，因集中效应导致的不平等也会出现缩小初期，从而导致总的收入不平等缩小。中国迄今为止还是一个发展中国家，但与此同时中国经济社会转型过程现已取得相当进展，人口的城市化水平，就业的市场化水平，所有制结构和国内生产总值结构的非公有化水平，都不断提高并且已经达到相当的高度。这样，关于现阶段中国收入不平等变动趋势，我们也可以相应提出以下三个假设：

假设3：随着时间推移，城市地区收入不平等将高于农村地区；

假设4：随着时间推移，农业部门收入不平等将小于非农业部门；

假设5：随着时间推移，收入分配不平等的结构效应将会弱化，集中效应将会增强。

如果上述假设得到经验数据的支持，则可预期，按照库兹涅茨假说，中国收入分配差距将会随着经济社会发展而缩小。

## 二、数据与研究方法

### (一)关于本文研究数据的说明

本文将以两种数据作为分析基础。

第一种数据是中国社会科学院社会学所“中国社会和谐稳定问题研究”课题组2008年进行的全国住户抽样调查(作者是课题组成员之一，故下面简称“本课题组2008年调查”)。该调查采用分阶段等比例抽样原则，在全国28个省份抽取130个县(区、旗)，在其中抽取260个乡镇街道的520个村委会和居委会，获得样本住户7139个，进行入户问卷调查。调查覆盖了住户人口基本情况和部分成员就业情况，在收入方面则对住户2007年的总收入净额和各项收入来源进行了调查，这些资料形成本文的研究基础。

第二种数据来自中国居民营养和健康调查(CHNS)，该调查由美国北卡罗来纳大学和中国预防医学科学院联合执行。调查始于1989年，并于1991、1993、1997、2000、2004、2006年分别对住户上一年的人口、就业和收入等状况进行了调查。调查采用多阶段分层随机整群抽样方法，依据地理位置、经济发展程度、公共资源丰裕程度和健康指数，覆盖了中国东部、中部和西部8-9个省份。除了选取每个省的省城和较低收入的城市外，在每个省依据收入分层(高、中、低)和一定权重随机抽取4个县，每个县抽取县城和按收入分层抽取3个村，每村20个样本住户，城市内的城区和郊区是随机选取的，经与国家统计局的统计数据进行比较，调查样本的收入水平与国家统计局公布的水平非常接近，具有全国代表性。这样，我们就有了1988-2007年期间8个年份的全国住户抽样调查收入数据，时间跨度为20年。

两种数据的收入定义基本一致。本课题组2008年全国抽样调查中的住户收入调查项目包括农户的家庭农业经营收入、非农业经营收入(经营利润和分

红等)、工资性收入(包含工资以及与工资相关的奖金和津贴收入以及离退休收入等)、财产性收入(出租收入、存款利息收入)、非工资性补贴收入(来自政府和社区的补贴收入、最低生活保障收入、救济性收入)以及其它收入(如赠与性收入等),这些收入都是属于净收入,扣除了生产经营成本和税费。CHNS 汇总的收入定义范围是:家庭农业经营净收入、非农业经营收入、家庭工资性总收入(含工资、奖金以及各种与工作相关的补贴)、离退休总收入、总补贴收入(政府和社区的转移性收入)、其它来源总收入(含各种财产性收入、赠与性收入等)。可见,总的来讲两类数据的收入定义是相同的,只是归类上有些不同,本课题组的调查把财产性收入与其它来源收入做了区分,而 CHNS 数据则把离退休金(养老金)与工资性收入做了区分。已经公开的 CHNS 数据根据被调查

住户情况以及 2006 年的物价指数进行了调整。为了大致与此配合,我们按照 2007 年各省份的消费物价指数对本课题组 2008 年调查的样本住户收入进行了消胀处理(2008 年调查的样本住户收入是 2007 年度的,因此利用 2007 年的分省消费物价指数进行消胀处理,可以使其与 2006 年的收入进行比较)。

接下来的问题是,历年的 CHNS 调查具有追踪调查性质,其间的一致性是没有疑问的,而本课题组 2008 年的调查要能够与 CHNS 调查可比,则需要具备与 CHNS 调查相似的被调查者主要特征分布结构。为了回答这个问题,我们将以被调查者的个人特征数据为基础做一分析。表 1 从性别、年龄、受教育水平、户籍身份、就业人员的就业部门构成、非农就业人员所在部门的性质等六个方面对被访者(不含在校学生样本)的主要特征分布做了描述。

表 1 历次调查中被访者的基本分布结构

单位:%

|         |     | 1989 | 1991 | 1993 | 1997 | 2000 | 2004 | 2006 | 2008 |
|---------|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 性别构成    | 男   | 50.8 | 50.9 | 51.0 | 51.9 | 51.7 | 50.4 | 50.6 | 49.8 |
|         | 女   | 49.2 | 49.1 | 49.0 | 48.1 | 48.3 | 49.6 | 49.4 | 50.2 |
|         | 样本数 | 9325 | 9175 | 8590 | 8780 | 8814 | 7467 | 7065 | 6789 |
| 年龄构成    | 平均值 | 37.4 | 38.4 | 39.4 | 40.8 | 42.7 | 46.6 | 48.3 | 45.2 |
|         | 标准差 | 14.8 | 14.7 | 14.8 | 14.7 | 14.8 | 15.0 | 14.7 | 13.2 |
|         | 样本数 | 9373 | 9103 | 8579 | 8549 | 9156 | 7467 | 7064 | 6789 |
| 教育水平(年) | 平均值 | 7.6  | 7.7  | 7.8  | 9.5  | 8.5  | 8.6  | 9.5  | 8.5  |
|         | 标准差 | 4.0  | 3.9  | 3.8  | 2.9  | 3.7  | 3.8  | 4.2  | 4.0  |
|         | 样本数 | 9364 | 9158 | 8577 | 8878 | 9281 | 7459 | 7070 | 6789 |
| 户籍构成    | 非农业 | 32.6 | 30.8 | 34.1 | 36.2 | 37.0 | 40.7 | 40.8 | 37.1 |
|         | 农业  | 67.4 | 69.2 | 65.9 | 63.8 | 63.0 | 59.3 | 59.2 | 62.9 |
|         | 样本数 | 9373 | 9178 | 8595 | 8878 | 9248 | 7366 | 6910 | 6789 |
| 就业部门构成  | 农业  | 52.8 | 55.3 | 53.9 | 51.9 | 48.2 | 56.4 | 45.7 | 47.4 |
|         | 非农业 | 47.2 | 44.7 | 46.1 | 48.1 | 51.8 | 43.6 | 54.3 | 52.6 |
|         | 样本数 | 8538 | 8529 | 7928 | 8058 | 8316 | 6133 | 5894 | 5244 |
| 非农就业性质  | 体制内 | 45.7 | 49.0 | 42.8 | 34.8 | 31.1 | 31.5 | 26.6 | 23.5 |
|         | 体制外 | 54.3 | 51.0 | 54.2 | 65.2 | 68.9 | 68.5 | 73.4 | 76.5 |
|         | 样本数 | 3833 | 5368 | 3758 | 4031 | 4466 | 2791 | 3259 | 2477 |

1. 性别结构。在 CHNS 调查中,历年被访者的性别分布大致相同,都是男性略多于女性;在本课题组 2008 年调查中,加权后的性别分布是女性略多于男性,但两套调查数据的被访者性别结构的差异应当说是很小的,不会影响相关的分析。

2. 年龄结构。从 1989 年到 2008 年,被调查者的平均年龄呈上升的趋势,这是与中国人口年龄结构变化的总趋势相一致的:现阶段中国人口已经进入老龄化阶段,人口的平均年龄一直在上升。当然,表 2 中的调查数据并不是反映全部人口的,仅涉及 16 岁及以上年龄的人口,因而这里的平均年龄并不代表总人口的平均年龄。另外,从各个调查年度的年龄分布标准差来看,不同调查年份的被调查者年龄分布

的内部结构大体也是相似的。

3. 教育水平。在 8 次调查中,被调查者的受教育年数总体上呈增长趋势,这同样反映了中国教育事业发展的总趋势。不过,调查得到的被调查者平均受教育年数可能略高于全国 15 岁以上人口的平均受教育水平,例如,根据 2000 年全国人口普查数据估计,当年全国 15 岁以上人口的平均受教育年数为 7.11 年,比本研究所使用的 CHNS 2000 年调查结果低 1.4 年,其中一个主要原因可能是本研究仅包括 16 岁及以上年龄的被调查者。考虑到这一点,这里的调查结果对全国 16 岁及以上人口的实际平均受教育年数的偏离不会过大。

4. 户籍构成。历次调查的结果是变化的,这在一

方面反映了中国的城市化进程，即非农户籍比重总体上呈上升趋势；另一方面，本课题组2008年调查与2006年的CHNS调查相比，非农业户籍比重下降了3.6个百分点，这可能主要是我们从城乡、年龄和性别等维度对数据进行综合加权的結果，在不加权的情况下，本课题组2008年调查中的非农业户籍比重为43.1%，与总体趋势并不违背。

5. 从业人员的就业部门构成。总的趋势是农业就业比重下降，非农就业比重上升，这也与全国的趋势一致。不过，与《中国统计年鉴》公布的数据相比，2000年及以前的调查中的农业就业比重偏低，而此后则偏高。如果把调查发现的兼业者全部归入非农业就业部门，这种差异就会小很多。总的来说，两套数据在这方面也是可比的。

6. 非农从业人员的就业属性。在CHNS调查中，总的趋势是，“体制内”就业的比重不断下降，而“体制外”就业的比重则不断上升。本课题组2008年调查很好地延续了CHNS调查的这一趋势，在这个意义上，我们认为，把两种数据合在一起分析是可行的。

总结上述简要分析，可以认为，首先，把CHNS调查数据与本课题组2008年调查数据结合起来分析1988—2007年的中国收入分配趋势，不存在显著的被访者主要特征分布结构差异障碍；其次，与《中国统计年鉴》提供的官方统计比较，这里使用的调查数据总的来看与全国人口的相应主要特征结构大体相似，即使在具体数据上有一些差异，但仍然与全国人口的相关主要特征结构变迁趋势基本一致。因此，我们可以把两套数据结合起来使用。

## (二) 关于研究方法的说明

1. 考察收入不平等结构变动的方法。本文将从多个方面对中国20年来的收入不平等变动模式进行定量分析。首先计算20年间的总体收入不平等的测量指标，其中运用最广泛的是基尼系数。基尼系数的计算方式有很多，不同方法的结果可能有一些细微差异。我们将运用下述基于洛伦茨曲线的数学公式计算基尼系数(以G表示)：

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| \right) \quad (1)$$

式中， $n$ 为样本数， $\mu$ 为样本均值， $x_i$ 为样本观察值。

除了基尼系数之外，还有其他若干指标测量收入不平等。从各指标的性质来看，来源于广义熵(Generalized Entropy)的三个指标可能是基尼系数以外的其他不平等测量指标中较好的指标(万广华，

2006)。广义熵的数学表达式是：

$$GE = \frac{1}{\alpha(1-\alpha)} \left[ \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left( 1 - \frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha \right],$$

式中， $y_i$ 代表收入观察值， $\mu$ 代表平均收入， $n$ 代表样本量， $\alpha$ 为常数，代表不平等厌恶程度，其取值为0，表示完全厌恶不平等，此时的广义熵指数即为所谓泰尔L指数；取值为1，广义熵指数即为泰尔T指数(即通常所说的泰尔指数)；取值为2，表示对不平等持更加宽容的态度，此时的广义熵指数称为泰尔V指数。L和T的取值范围均为[0, 1]，V的取值范围为[0,  $\infty$ ]。由于V指数的取值范围没有上限，除了能够反映某种趋势外，难以据其做出相对程度判断，因此本文不考虑这个指数。L指数和T指数的计算公式分别为：

$$GE(L) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{\mu}{y_i}, \quad GE(T) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \frac{y_i}{\mu}; \quad (2)$$

泰尔指数和基尼系数之间具有一定的互补性。基尼系数对中等收入水平的变化特别敏感，泰尔T指数对上层收入水平的变化很敏感，而泰尔L指数对底层收入水平的变化比较敏感，因此它们往往被同时使用。其他不平等指数(如Atkinson指数)都以某种形式与GE指数有某种关系，可以不予考虑(万广华，2006)。

陈宗胜曾经认为(陈宗胜，1991)，判断一国收入不平等是否出现两极分化，一个重要标准是收入分布基尼系数的大小及其变动趋势。对于私有制经济，基尼系数达到0.5以上并保持一个较长时间(比如10年)，可以认为存在两极分化；中国是以公有制经济为主体的国家，两极分化的基尼系数标准应低于0.5(他主张定为0.43)，当然也要稳定10年左右。中国经济的所有制结构是一个从公有制经济占主体地位转向非公有制经济占主体地位的过程，2008年全国第二次经济普查结果显示，非公有制经济对国内生产总值的贡献已经超过60%，因此，基尼系数标准应当是变化的，但姑且采纳陈宗胜的标准。当然，仅有这个标准仍不足以全面判断收入不平等的结构性特征。因此，有学者主张，应根据最高收入组与最低收入组的平均收入变化趋势，以及他们的平均收入与中值收入之比的变化趋势，来做出判断，如果最高收入组的平均收入增长而最低收入组的平均收入下降，或者前者的平均收入与中值收入之比上升而后者的平均收入与中值收入之比下降，则可认为收入不平等出现两极分化，前者被称为“绝对标准”，后者

则是“相对标准”(李实、赵人伟、张平,1998)。这两个标准的意义是明确的,但也有不足之处。例如,最高收入组和最低收入组的平均收入都可能出现增长,但前者增长更快,以致最高收入组在总收入中占有的份额上升也更快;而后者则可能上升较慢,导致最低收入组所占份额实际下降,在这种情况下,从总体上看,收入不平等的变动仍然具有两极分化的性质。因此,作为一个补充,我们在这里提出一个“份额标准”,即最高收入组与最低收入组所占收入份额的各自变化,如果它们朝着彼此背离的方向变化,就可以说存在两极分化趋势。

应当指出,上述收入不平等及其变动的测量都限于对总体不平等和最高收入组与最低收入组的收入变动比较,尚未全面触及收入不平等变动的内部结构特征。为此,这里引入一种新的分析方法,即汉德科克和莫里斯(Hancock and Morris,1999)提供了一种中位收入相对分布方法,它的基础是“相对分布”,定义为基年某个收入组别的样本住户比例与对照年该收入组别住户比例之比,分组方式可以是五等分组,也可以是十等分组。我们在分析时,将采取分 10 组的方法。为了消除十分位数变化的影响,以基年的中值收入与对照年的中值收入之比作为权重来调整对照年的收入,最后,按照基年的十分位数值把对照年的样本住户分为 10 组,如果对照年样本住户中某一组的比重上升或下降了,那么其相对分布也会上升或下降,若无变化,整个分布结构就是平坦的。据此,就可以判断期间的收入分配变化的结构性特征。这一方法将更加直观地反映收入不平等变动的内部结构特征。

如果存在极化趋势,则还有必要进一步对极化程度进行测量。学术界提出了不少测量极化程度的指标,如  $W$  指数、 $ER$  型极化指数等。一般而言,对于内生型的分组数据,利用  $W$  指数分析不平等的两极化程度就可以了,而且实际上, $W$  指数是  $ER$  型指数在按中位数分组时的特殊情况。 $W$  指数是沃尔夫森(Wolfson,1994)提出的,他在两极分化曲线概念的基础上,给出了一个测度两极分化的公式,该公式为:

$$W = \frac{2(2T-G)}{m\mu} \quad (3)$$

式中的  $m$ 、 $\mu$  分别表示所有被调查者的收入中位数和算术平均数, $G$  为基尼系数, $T$  表示 50% 低收入成员的人口份额与其收入份额之差。

对于我们来说,仅仅了解依据中位数分组时的

两极分化程度是不够的,我们还需要知道各个分组对两极分化的贡献。汉德科克和莫里斯在中位收入相对分布方法的基础上,构造了“中位收入相对极化指数”(MRP),MRP 指数的数学表达式为:

$$MRP_i(Q) = \frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{2i-1}{2Q} - \frac{1}{2} \right| \times g_i(i) - \frac{Q}{Q-2} \quad (4)$$

式中  $g_i(i)$  是相对分布,即按中位数调整后其收入落入一对分组收入切点之间的  $t$  年住户比例与基年相应收入组住户比例之比, $Q$  为分组数  $i=1, 2, \dots, Q$ 。MRP 的值域为  $[-1, 1]$ 。若 MRP 为 0,表示  $t$  年某个收入分组的住户分布相对于基年的相应分布没有变化;MRP 为正值,表示收入分布相对两极化;MRP 为负值,表示收入分布向中间收敛。MRP 极化指数可以被分解为中位数以上与以下两部分的分布变化的贡献。中位数以下相对分布极化指数(LRP)与中位数以上相对极化指数(URP)可按下述公式计算:

$$\begin{aligned} LRP/URP_i(Q) \\ = \frac{8}{Q-2} \sum_{i=1}^{Q/2} \left| \frac{2i-1}{2Q} - \frac{1}{2} \right| \times g_i(i) - \frac{Q}{Q-2}, \quad (5a) \end{aligned}$$

$$MRP_i = (LRP_i + URP_i) / 2, \quad (5b)$$

在公式(5a)中,对于中位数以下的相对分布极化指数  $i=1, 2, 3, 4, 5$ ;对于中位数以上的相对分布极化指数  $i=6, 7, 8, 9, 10$ 。应当注意到,MRP 指数对分组分布两端的相对分布是比较敏感的,因为其计算公式赋予了两端的相对分布最大的权重,在这个意义上,MRP 指数能够更好地反映两端的分布变化。

顺便指出, $W$  指数在考虑基尼系数的前提下,主要顾及的是中位收入以下的住户,没有考虑中位收入以上住户中那些不属于最高 10% 收入组的组别的情况,因而,可能夸大收入分布两极化程度。MRP 指数较好地弥补了这一缺陷,因为它们考虑到了每一个分组的相对分布的变化。

2. 考察收入不平等未来变动趋势的主要方法。关于中国收入不平等的未来变动趋势,本文基于库兹涅茨假说提出了三个操作假设。假设 3 和假设 4 检验方法是基于泰尔指数的收入不平等分解,即分别按城-乡和农业-非农业分组进行分解分析。测量各组收入不平等的指标也是基尼系数和泰尔  $T$  指数。

检验假设 5 的方式,是对以基尼系数测量的收入不平等的时间变化进行分解(万广华,2008)。其逻辑是,利用基于收入来源的年度基尼系数分项分解结果,可以得到不同年度的基尼系数变动、分项收入份额变动和分项收入集中率变动,并把基尼系数的

变动分解为分项收入份额变动、分项收入集中率变动以及这两项变动的共同作用的贡献。分项收入份额变动被认为是经济结构变动的结果，因此其对不平等变动的贡献被称作收入不平等变动的结构性效应；而分项收入集中率的变动则反映了各项收入的集中性，因而被称作收入不平等变动的集中效应。基尼系数变化的分解可以按照下式进行：

$$\Delta G = \sum_{i=1}^K C_{it} \times \Delta S_{it} + \sum_{i=1}^K S_{it} \times \Delta C_{it} + \sum_{i=1}^K \Delta C_{it} \times \Delta S_{it} \quad (6)$$

式中  $\Delta G$  为基尼系数的变化值， $C_{it}$  为第  $i$  项收入在  $t$  年的集中率， $\Delta C_{it}$  为第  $i$  项收入集中率的变化值， $S_{it}$  为第  $i$  项收入在  $t$  年总收入中所占份额， $\Delta S_{it}$  为第  $i$  项收入份额的变化值。式(6)右边第一项是结构性效应，第二项为集中效应，第三项为二者的共同效应。

表2 1988-2007年中国家庭人均收入分配不平等趋势

|      | 平均值    | 中位数    | 标准差     | 不良指数 <sup>①</sup> | L 指数 <sup>②</sup> | T 指数 <sup>②</sup> | 基尼系数                | 样本数  |
|------|--------|--------|---------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|------|
| 1988 | 1060.3 | 892.8  | 1068.0  | 9.9               | 0.1398            | 0.1287            | 0.3990              | 3743 |
| 1990 | 1081.8 | 907.6  | 816.0   | 8.6               | 0.1222            | 0.1053            | 0.3797              | 3586 |
| 1992 | 1529.2 | 1164.7 | 1376.9  | 11.0              | 0.1017            | 0.2145            | 0.4260              | 3410 |
| 1996 | 3137.2 | 2525.0 | 2690.6  | 10.2              | 0.1418            | 0.1237            | 0.4091              | 3805 |
| 1999 | 3953.5 | 2999.6 | 4247.7  | 15.0              | 0.1841            | 0.1628            | 0.4589              | 4300 |
| 2003 | 5608.2 | 3802.9 | 6081.6  | 18.8              | 0.2082            | 0.1805            | 0.4943              | 4318 |
| 2005 | 6743.6 | 4306.5 | 9402.2  | 21.8              | 0.2363            | 0.2179            | 0.5225              | 4359 |
| 2007 | 8237.4 | 4774.0 | 30697.0 | 23.0              | 0.2465            | 0.2445            | 0.5384 <sup>③</sup> | 6986 |

①即最高20%收入者与最低20%收入者的收入份额之比。

②计算这几个泰尔指数时，删除了收入为0的住户，另外还删除了2007年数据中的一个极端值即236.2万元，否则其将对T指数产生不合理的巨大影响。

③计算时删除了极大值236.2万元。

化是波动的，L指数则呈下降趋势；此后四个指数都稳定上升，到2007年都达到了很高的水平。

回顾中国改革发展历程，1996年确实是一个重要年份，经过1992年开始的市场化改革，到这时，几乎全部乡镇集体企业被改制，其中少部分破产关闭，大多数被私有化，然后，绝大多数城镇集体企业和中小型国有企业也发生了类似改制。这样大规模的企业改制事件必然对中国收入分配产生重大影响，表2正是对这种影响的反映。

表3 1988-2007年中国家庭人均收入不平等变化的结构性特征

|      | 最低10%收入组 |             |         | 最高10%收入组 |             |         | 两组收入份额之比 |
|------|----------|-------------|---------|----------|-------------|---------|----------|
|      | 平均收入(元)  | 本组均值与总体中值之比 | 收入份额(%) | 平均收入(元)  | 本组均值与总体中值之比 | 收入份额(%) |          |
| 1988 | 147.5    | 0.1652:1    | 1.39    | 2952.9   | 3.3075      | 27.83   | 20.0:1   |
| 1990 | 172.6    | 0.1902:1    | 1.60    | 2815.5   | 3.1021      | 25.98   | 16.3:1   |
| 1992 | 203.4    | 0.1746:1    | 1.33    | 4509.1   | 3.8715      | 29.49   | 22.2:1   |
| 1996 | 417.7    | 0.1654:1    | 1.33    | 8935.9   | 3.5390      | 28.45   | 21.3:1   |
| 1999 | 349.3    | 0.1164:1    | 0.88    | 12833.2  | 4.2783      | 32.46   | 36.7:1   |
| 2003 | 408.5    | 0.1074:1    | 0.73    | 19674.2  | 5.1735      | 35.02   | 48.1:1   |
| 2005 | 429.1    | 0.0996:1    | 0.63    | 25462.8  | 5.9126      | 37.68   | 59.4:1   |
| 2007 | 579.6    | 0.1214:1    | 0.70    | 35302.7  | 7.3948      | 42.82   | 60.8:1   |

### 三、数据分析结果

#### (一)收入不平等程度的变动态势

首先考察总体的人均收入不平等变化趋势，具体计算结果如表2所示。从表2可以看到，平均收入水平一直呈增长趋势，但是分布的差异化程度也在提高，例如，标准差除了在1990年比1988年减少外，在其他年份都是显著增加的，平均值与中位数之间的偏离也越来越大，总之，越到后来收入分布的差异化程度越高。收入分配不良指数在20世纪90年代中期以前是在波动中上升，而在1999年以后则几乎是直线上升。测量不平等的泰尔L指数、泰尔T指数和基尼系数的变化也呈现相似的趋势，总的来讲，1996年是一个转折点。此前，T指数和基尼系数的变

#### (二)收入不平等变化的结构性特征

接下来考察20年来中国城乡居民收入不平等变化的结构性特征，相关的分析结果如表3所示。

(1)对照两个收入组的人均收入均值在20年中的变化，可以看到，总体上两个收入组的平均收入均值都在增长，因此，即使存在收入不平等两极化的趋势，也还不是高收入组收入增长而低收入组收入下降这样一种恶性的两极分化。但也要看到，最低收入组的人均收入均值增长幅度明显小于最高收入组，



而且前者的稳定性也更差。

(2)比较两个收入组的人均收入均值与全体人均收入中值之比的变化,可以看到,对最低收入组来说,这里比值在 1990 年比 1988 年有所上升,此后便稳定下降,到 2007 年才有所上升。而对最高收入组来说,一方面,该比值始终远高于最低收入组,另一方面,在 1996 年以前,该比值有所波动;1996 年以后,便一直上升。据此可以判断,在这 20 年中的多数年份里,最低收入组的相对收入地位变动方向大体是与最高收入组的相对收入地位变动方向相反的,这是收入不平等具有两极分化性质的重要表征之一。

(3)最低收入组占有的收入份额,在 1990-2005 年期间稳定下降,2007 年略有回升,但并未影响最高收入组的份额以前所未有的幅度上升。最高收入组的收入份额在 1996 年以前有较大的波动,在最低收入组的收入份额下降的情况下,这种波动应当意味着其他处于中间位置的收入组的收入份额的波动。在 1996 年以后,最高收入组的收入份额就一路上升了,基本上是平均每年上升一个百分点。这种变化也同样表明,在 20 年间的多数年份里,最高收入组与

最低收入组的收入份额呈现出了反方向的变动趋势。当然,由于最低收入组的收入份额下降的幅度小于每年一个百分点,处于中间的某些收入组的份额也会是下降的。最后,最高收入组的收入份额与最低收入组的收入份额之比,在 1996 年前有所波动,1996 年以后便迅速上升,到 2007 年,前者已经是后者的近 61 倍了,这种差距是非常惊人的。

总结上述结果,可以说,在最近的 20 年中,中国城乡居民的收入不平等的变化趋势在较大程度上具有两极分化的特征。

(三)按收入分组的中位收入相对分布变化趋势

为了进一步观察收入不平等变化的内部结构性特征,我们利用汉德科克和莫里斯提出的“相对收入”分布分析方法,以 1988 年被调查住户人均收入分布的中位数和十分位数为基础,对此后 7 个年度的调查住户人均收入进行调整和重新分组,得到了各组的分布变化模式。图 1 是分析的结果,其中,左图是按住户分组计算的各组比例变化模式,右图是按住户分组后计算的各组人口比例变化模式。

从图 1 中的左图看,在 1996 年及以前,收入不

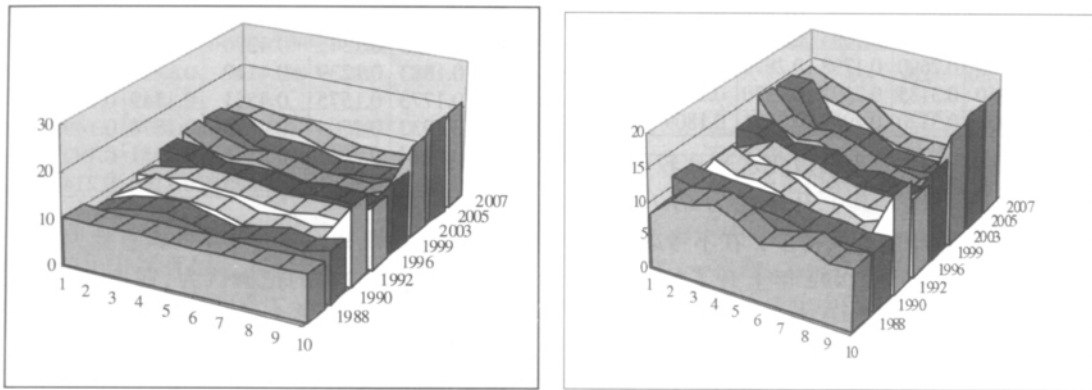


图 1 以 1988 年为基期的十分组“相对收入”分布变化

平等的变化基本上是最高收入组的相对分布增加,而最低收入组的相对分布减少;1996 年以后,最高收入组的相对分布继续保持较大比例,同时,最低收入组的相对分布也出现上升趋势,而中间各组的比例则趋于下降。换句话说,被调查户的相对分布趋势是向两端移动。

从图 1 的右图看,总的趋势大体与左图相同,但值得注意的是,与 1988 年的结果相比,1990 年的相对分布结构变得比较平坦,尚不能说存在极化趋势。在 1992 年和 1996 年,各组人口的相对分布开始出现极化趋势,一方面,最高收入组(第 10 组)的人口

比例明显地上升了,较低收入组的人口比例也有所上升,中间收入组人口比例趋于下降。而在此后的 4 个年份中,分组的人口相对分布向两端移动的趋势就愈益明显了,中间各组的人口相对分布出现明显的凹陷,靠近最高收入组的几个收入组的人口相对分布凹陷得尤为突出,这是比较明显的两极分化趋势。

另外,比较图 1 的左图与右图,可以看到,单纯按户分组时,最低收入组的相对分布上升幅度并非太大,在最高年份的比例不到 13%,比基年的该比例提高不到 30%;最高收入组的比例在最高年份达到了 21.5%,比基年的比例上升了 1.15 倍,可见在两极

分化的结构特征上较多地显示出向最高收入组偏斜的趋势,而在考虑各组的人口时,两极的人口相对分布差异要小一些,最低收入组的人口比例在最高的年份接近15%,比基年的比例增长88%,最高收入组的人口比例在最高年份为17.4%,比基年的比例增长87%。可见,当加入住户人口这个因素后,两极分化的程度更为显著。

#### (四)收入分布不平等的两极化指数

前文基于文献,梳理了若干测量收入分布不平等两极化程度的指数,这里主要使用的是W指数和MRP指数,计算结果见表4。总的来看,两极化指数的变化与前述收入不平等的变迁具有相似的特征,即1996年是一个转折点。在此以前,两极化指数是波动的,呈现出先上升后下降的趋势;然后,各种分布两极化指数就都趋于上升了。

表4 1988-2007年中国城乡居民收入分布极化指数

|      | W      | 不考虑住户人口时的MRP |        |         | 考虑住户人口时的MRP |         |        |
|------|--------|--------------|--------|---------|-------------|---------|--------|
|      |        | LRP          | URP    | MRP     | LRP         | URP     | MRP    |
| 1988 | 0.3530 | -            | -      | -       | -           | -       | -      |
| 1990 | 0.3892 | -0.0555      | 0.0490 | -0.0033 | 0.1291      | -0.0363 | 0.0464 |
| 1992 | 0.4186 | -0.0280      | 0.1750 | 0.0735  | 0.0329      | 0.1529  | 0.0929 |
| 1996 | 0.3819 | -0.0260      | 0.0860 | 0.0300  | 0.0308      | 0.0737  | 0.0522 |
| 1999 | 0.4241 | 0.0775       | 0.1415 | 0.1095  | 0.1736      | 0.1065  | 0.1401 |
| 2003 | 0.5014 | 0.0905       | 0.2690 | 0.1798  | 0.2898      | 0.1862  | 0.2380 |
| 2005 | 0.5766 | 0.1250       | 0.3135 | 0.2193  | 0.3570      | 0.1932  | 0.2751 |
| 2007 | 0.5993 | 0.0950       | 0.3120 | 0.2035  | 0.3091      | 0.1809  | 0.2450 |

W指数测量的收入分布两极化水平比较高,但2007年与1988年相比,其上升幅度为69.7%;而MRP指数的上升幅度则明显大得多:在不考虑住户人口时,2007年的MRP比1992年上升了约1.8倍(2005年上升约2倍),在考虑住户人口时,2007年的MRP比1990年上升约4.3倍(2005年上升4.9倍)。还有,从符号看,在不考虑住户人口时,1992年的MRP相对于1988年甚至是收敛的,亦即是反两极分化的。此外,MRP指数还揭示了更多的信息。首先,在不考虑住户人口的情况下,LRP指数在三个年份为负值,亦即这些年份的LRP是倾向于缩小两极分化的。在其他年份里,LRP指数值也小于URP,因而URP对MRP的贡献更大。但是,其次,在考虑住户人口规模的情况下,LRP指数在所有年份都大于URP,表明LRP对MRP的贡献更大,亦即从住户人口角度来看,有更大比例的人口在收入分布函数中的位置是向下移动的,从这个角度来看,中国的收入分布不平等形势更为严重。

综上所述,考虑到两极化指数的变动模式以

及其中的结构性特征,中国现阶段的收入分配不平等确实出现了两极化的趋势,尤其是从MRP指数来看,中国收入不平等的变动是从两极化收敛向两极化凸显的方向变化的。

#### (五)未来收入不平等变动的可能趋势

1. 城乡内部不平等变动趋势比较。分析20年来中国农村和城镇内部收入不平等的方法是简单的,即分别计算它们的泰尔指数和基尼系数。从表5的计算结果看,首先,无论在农村还是在城镇,收入不平等变动的共同趋势,与总体不平等的变动趋势基本相同,都以1996年为转折点,此前,农村和城镇内部的不平等有所波动,此后便一路攀升。其次,测量农村不平等的L指数、T指数和基尼系数,始终高于城镇的相应指数。再次,农村和城镇的不平等均略低于总体不平等,但其间的差距并非很大,尤其是1996年以后,三者基本上是平行变动的,只是在2007年,农村不平等程度似乎略微向城镇不平等程度接近了一点。

表5 农村与城镇内部收入不平等变动趋势比较

|      | 农村     |        |        | 城镇     |        |        |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|      | L指数    | T指数    | 基尼系数   | L指数    | T指数    | 基尼系数   |
| 1988 | 0.1545 | 0.1411 | 0.4253 | 0.0804 | 0.0889 | 0.3112 |
| 1990 | 0.1320 | 0.1190 | 0.4012 | 0.0783 | 0.0670 | 0.2988 |
| 1992 | 0.1553 | 0.1345 | 0.4290 | 0.1258 | 0.1107 | 0.3783 |
| 1996 | 0.1383 | 0.1239 | 0.4112 | 0.1255 | 0.1045 | 0.3708 |
| 1999 | 0.1773 | 0.1575 | 0.4541 | 0.1549 | 0.1368 | 0.4148 |
| 2003 | 0.1932 | 0.1704 | 0.4828 | 0.1878 | 0.1498 | 0.4558 |
| 2005 | 0.2214 | 0.2064 | 0.5145 | 0.2151 | 0.1929 | 0.4840 |
| 2007 | 0.2234 | 0.2261 | 0.5135 | 0.2169 | 0.2141 | 0.4883 |

总之,虽然我们只有8年的调查数据可做分析,但我们还是有较大的把握认为,在这20年中,大抵是不存在城镇不平等大于农村不平等的现象的。因而,前面提出的假设3也不能得到支持。

2. 部门内部不平等变动趋势比较。CHNS调查获得了每一个从业人员在调查前一年的从业部门和净从业收入,可以方便地用于分析农业部门与非农业部门的收入不平等变动趋势。本课题组2008年调查询问了非农从业人员在调查前一个月获得的非农就业或经营收入,但缺少农业劳动者的收入数据。我们根据各省份2008年农村住户农业家庭经营收入的实际增长率(扣除物价因素),以及我们在调查中获得的2007年农村住户平均农业经营收入,估计了2008年农业从业人员的月收入水平,然后根据2007年各省份城乡消费物价指数,对农业从业人员2008年收入估计值进行消胀处理,同时根据各省份2008年城镇消费物价指数对2008年非农从业人员的调

查前一个月的收入做消胀处理,从而得到大体可与 CHNS 调查数据比较的 2008 年农业和非农业从业人员的收入分布(但以月而非年为时间单位)。表 6 反映了 20 年来中国农业部门与非农业部门从业人员收入不平等的变动趋势,比较这些趋势,可以得出以下几个结论。

表 6 部门内收入不平等变动趋势比较

|      | 农业部门   |        |        | 非农业部门  |        |        |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|      | L 指数   | T 指数   | 基尼系数   | L 指数   | T 指数   | 基尼系数   |
| 1988 | 0.2406 | 0.2050 | 0.5801 | 0.1471 | 0.2222 | 0.4552 |
| 1990 | 0.2226 | 0.2032 | 0.5623 | 0.0871 | 0.0920 | 0.4405 |
| 1992 | 0.2480 | 0.2094 | 0.5580 | 0.1185 | 0.1356 | 0.3912 |
| 1996 | 0.2085 | 0.1817 | 0.5001 | 0.0978 | 0.1119 | 0.3760 |
| 1999 | 0.2358 | 0.1991 | 0.4868 | 0.1141 | 0.1268 | 0.3656 |
| 2003 | 0.3065 | 0.2559 | 0.5201 | 0.1299 | 0.1290 | 0.3914 |
| 2005 | 0.3106 | 0.2547 | 0.5004 | 0.1674 | 0.1751 | 0.3292 |
| 2008 | 0.2875 | 0.3089 | 0.5131 | 0.1612 | 0.2093 | 0.4334 |

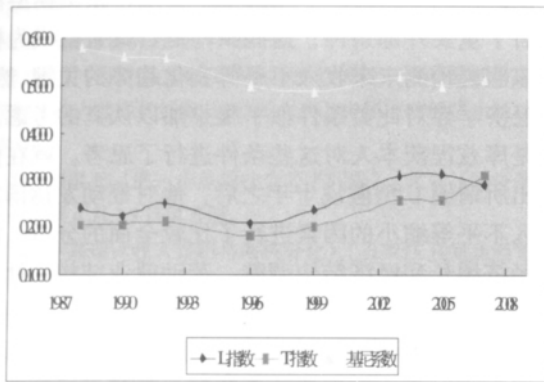


图 2a 农业部门不平等变动趋势

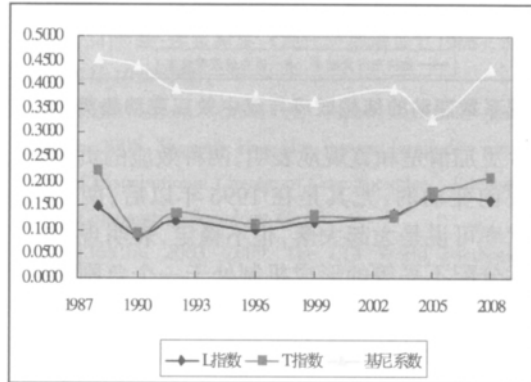


图 2b 非农业部门不平等变动趋势

可以说,在 20 年期间的中间时段上,非农业部门的收入分布曲线在中间有相对大一些的密度,而在此前和此后则是上端分布密度更大一些。

第三,无论农业部门与非农业部门内部的收入不平等如何变化,一个不变的趋势是,农业部门内部的不平等始终大于非农业部门内部的不平等。例如,农业部门的基尼系数明显比非农业部门的基尼系数高出不少,与前者相比,后者最低相差 15.5%,最高相

首先,从农业部门看,总的趋势也是以 1996 年为转折点,此前的不平等在波动中下行,此后的不平等则在波动中上行,呈现一种轻度的 U 型变化趋势。从 L 指数大于 T 指数的情况来看,在多数年份,农业部门的收入分布较多地向下端集中。从基尼系数的变动来看,存在一种在高位水平上有所下行的趋势,当然中间也存在波动(参见图 2a)。

其次,从非农业部门来看,两个泰尔指数的变动都是呈现出一种底部比较平坦的 U 型变化态势,其凹陷程度大于农业部门的相应变化态势,而其转折点也是 1996 年(参见图 2b)。同时泰尔 L 指数一般小于泰尔 T 指数,表明非农业部门的收入分布有较多地在上端集中。基尼系数的变动趋势大体相同,但转折点向后推延了。结合这些指数的统计性质来分析,

差 34.2%,平均相差 24.7%。

总之,一方面,无论在农业部门还是在非农业部门,收入不平等的变化中都不存在倒 U 型趋势,反而存在着轻度的 U 型趋势,非农业部门的这种 U 型变动趋势更加明显一些;另一方面,农业部门不平等始终高于非农业部门,并且还看不到前者向后者靠拢的稳定迹象。

### 3. 结构效应与集中效应变动趋势。利用前述公式

表 7 基于分项收入对基尼系数变化的结构与集中效应分析

|      | 结构效应    |       | 集中效应    |        | 共同效应    |       | 贡献率<br>合计 |
|------|---------|-------|---------|--------|---------|-------|-----------|
|      | 贡献额     | 贡献率   | 贡献额     | 贡献率    | 贡献额     | 贡献率   |           |
| 1990 | -0.0047 | -16.9 | -0.0184 | -66.2  | -0.0046 | -16.5 | -100.0    |
| 1992 | 0.0071  | 17.1  | 0.0370  | 88.9   | -0.0024 | -5.8  | 100.0     |
| 1996 | 0.0043  | 19.5  | -0.0246 | -111.8 | -0.0017 | -7.7  | -100.0    |
| 1999 | 0.0440  | 57.4  | 0.0202  | 26.4   | 0.0124  | 16.2  | 100.0     |
| 2003 | -0.0217 | -40.9 | 0.0660  | 124.5  | 0.0087  | 16.4  | 100.0     |
| 2005 | 0.0234  | 80.1  | 0.0052  | 17.8   | 0.0006  | 2.1   | 100.0     |
| 2007 | 0.0323  | 185.6 | -0.0325 | -186.8 | 0.0176  | 101.2 | 100.0     |

注意,与表 2 对照,本表各年度基尼系数均存在少许差异,这应与计算中反复发生的四舍五入过程密切相关。对我们的目的来说,最重要的是三种效应的变化趋势,而非这些差异。

(6)对调查数据进行了基尼系数变化的分解分析,得到表7的结果。请注意,在表7中,每个年度的基尼系数变化,都是相对于上个年度的基尼系数而言的。

从表7看,在7个年份中,除了1992年和2003年外,其余5个年份的结构效应对基尼系数变动的的作用远比集中效应的的作用大,如果考虑结构效应对共同效应的参与,这种关系就更突出了。总之,在所考察的7个年份里,大多数年份的情形是结构性效应大于集中性效应。

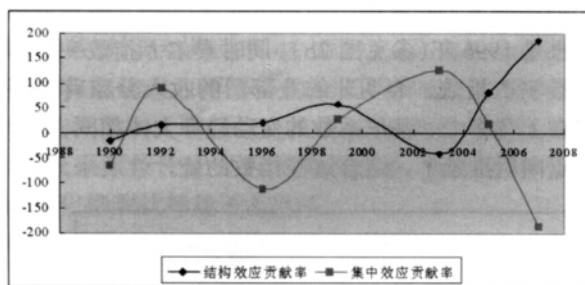


图3 基尼系数变动的结构效应与集中效应变动趋势比较

图3更加清楚和直观地表明,两种效应的贡献率基本上是反向变动的,尤其是在1996年以后,两种效应的贡献率可说是大起大落,很不稳定,表明现阶段中国收入分配不平等的形成机制处于一个急剧变化时期。与此同时,多数调查年份的收入分布基尼系数变动主要来源于结构效应也表明,目前还看不到集中效应的影响稳定接近甚至超过结构效应的希望。

#### 四、简要结论和讨论

发现中国现阶段收入分布不平等的程度有多大,并不是我们的主要目的,而只是进一步分析的一个基础。重要的是研究较大的不平等具有怎样的结构性特征,以及是否出现了两极分化趋势。我们根据现有的理论争论和相互存在显著差异的经验研究结果,就相关研究问题提出了5个假设,并采用了多种分析工具对调查数据进行多层面的解剖,尤其是深入分析了现阶段中国社会收入不平等的内部结构性特征和相对分布变动趋势,并主要根据相对分布模型计算了两极分化指数。

分析结果多少是令人沮丧的。假设1和假设2得到了我们的经验数据的支持,而假设3、假设4和假设5都未能得到经验数据的支持。也就是说,最近20年中国收入不平等的变动过程不仅不存在任何意义上的倒U型趋势,反而存在一定程度的U型趋势,1996年前后是这一趋势的底部拐点,在这个过程中,

不平等的主要结构性特征是在1996年前后出现了两极分化格局,并在此后逐年加剧。需要指出的是,与西方发达国家相比,中国收入不平等的两极分化程度发展是比较快的。根据阿尔德森等人的分析(Alderson, Beckfield and Nielsen, 2005),在从1969年到1999年的30年中,英国两极分化指数MRP不到0.2,美国的MRP不到0.15。反观中国,从1988年到2007年,仅仅经过20年的演变,MRP指数在不考虑住户人口的情况下达到了0.2035,在考虑住户人口时则达到了0.2450。最后,从现阶段收入不平等的变动状况来看,我们也还找不到未来的收入不平等变动趋势能够符合库兹涅茨假说的迹象。

迄今为止,库兹涅茨假说据认为是最为成熟的,可据以预测收入不平等未来变化趋势的理论模型。但是我们应当看到,该假说作为理论预测模型涉及若干重要外部条件,这些条件是否具备就成为根据该假说预测未来收入不平等变化趋势的关键,然而,经济学界对此类条件似乎很少加以认真的考虑。倒是库兹涅茨本人对这些条件进行了思考。就在他提出所谓倒U型假说十年之后,他对推动发达国家收入不平等缩小的因素进行了比较全面的分析,涉及经济增长和经济结构调整、劳动就业结构和社会阶层结构的变化、国民总收入中财产性收入份额的下降、社会意识中的平等哲学、国际关系的压力以及各国政府对收入不平等的干预等,他甚至感到要做出其中何种因素作用更大的结论是一件困难的事情(库兹涅茨,1989:P179-185)。他还提醒道:“对于低收入阶层中的许多社会集团来说,关于收入不平等是长期经济增长过程中的必然现象因而正当合法的观点,将‘大大失去其说服力’。”

不过,除了经济增长和经济结构调整之外,其他因素的意义大概是当代中外新自由主义者所不愿意承认的了。但愿不愿意承认是一回事,客观事实是另一回事。在客观探究当代中国收入不平等变动趋势及其结构性特征的过程中,要理解这种趋势及其特征形成的原因和机制,是绝不能无视这些因素的。当然这已经超出了本文的研究范围,我们将另文探讨。

#### 参考文献

- [1]陈宗胜:《经济发展中的收入分配》,上海三联书店出版社1991年版。
- [2]陈宗胜:《中国居民收入分配差别的深入研究——评〈中国居民收入分配再研究〉》,《北京》《经济研究》2000年第7期。

- [3]丁任重、陈志舟、顾文军：《“倒 U 假说”与我国转型期收入差距》〔成都〕《经济学家》2003 年第 6 期。
- [4] 管晓明：《倒 U 假说的推演及其在中国的检验》〔太原〕《山西财经大学学报》第 28 卷第 5 期(2006 年 10 月)。
- [5] 郭熙保：《从发展经济学观点看待库兹涅茨假说——兼论中国收入不平等扩大的原因》〔北京〕《管理世界》2002 年第 3 期。
- [6]何娅：《基尼系数：城乡历史政策的解构》〔北京〕《中国国情国力》2007 年第 4 期。
- [7]胡代光：《剖析新自由主义及其实施的后果》〔北京〕《当代经济研究》2004 年第 2 期。
- [8]金喜在：《当代中国居民收入分配研究》〔长春〕东北师范大学出版社 1996 年版。
- [9]李培林等：《中国社会和谐稳定报告》〔北京〕社会科学文献出版社 2008 年版。
- [10]李实：《对收入分配研究中几个问题的进一步说明——对陈宗胜教授评论的答复李实》〔北京〕《经济研究》2000 年第 7 期。
- [11]李实、赵人伟、张平：《“两极分化”的绝对标准和相对标准》〔北京〕《管理世界》1998 年第 1 期。
- [12]李实、佐腾宏主编：《经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》〔北京〕中国财政经济出版社 2004 年版。
- [13] 刘国光：《进一步重视社会公平问题》〔北京〕《经济参考报》2005 年 4 月 16 日第五版。
- [14] 卢嘉瑞：《收入差距与两极分化》〔石家庄〕《河北经贸大学学报》2002 年第 3 期。
- [15]宁德业、庞业君：《对我国现阶段是否已出现两极分化现象问题的再思考》〔太原〕《生产力研究》2007 年第 6 期。
- [16]宋士云：《1992-2001 年中国居民收入的实证分析》〔北京〕《中国经济史研究》2007 年第 1 期。
- [17]苏晓离：《略论经济分配中的某些价值观问题》〔北京〕《哲学研究》1996 年第 8 期。
- [18] 孙立平：《90 年代中期以来中国社会结构演变的新趋势》〔北京〕《经济管理文摘》2002 年第 23 期。
- [19]孙立平：《贫富差距的几个特征》〔北京〕《理论与实践》2003 年第 5 期。
- [20]万广华：《经济发展与收入不平等：方法和证据》,上海三联书店、上海人民出版社 2006 年版。
- [21] 万广华：《不平等的度量与分解》〔北京〕《经济学(季刊)》第 8 卷第 1 期。
- [22] 王检贵：《两种不同类型的两极分化》〔成都〕《经济学家》2000 年第 2 期。
- [23] 王明华：《论收入差距与两极分化之关系》〔太原〕《经济问题》2003 年第 9 期。
- [24]王小鲁：《中国收入差距的现状、原因和出路》,2007 年 12 月 10 日《财经》年会发言稿。
- [25] 王小鲁：《中国的灰色收入与居民收入分配差距》〔北京〕《中国改革》2007 年 7 期。
- [26] 王小鲁、樊纲：《中国收入差距的走势和影响因素分析》〔北京〕《经济研究》2005 年第 10 期。
- [27] 徐现祥、王海港：《我国初次分配中的两极分化及成因》〔北京〕《经济研究》2008 年第 2 期。
- [28] 杨圣明：《论收入分配中的两极分化问题》〔长沙〕《消费经济》第 21 卷第 6 期(2005)。
- [29] 张陶新：《我国推进城市改革以来城乡两极分化的演化——基于居民收入的实证分析》〔长沙〕《湖南工业大学学报》第 14 卷第 2 期(2009 年)。
- [30] 张奎、王祖祥：《收入不平等与两极分化的估算与控制——以上海城镇为例》〔北京〕《统计研究》第 26 卷第 8 期(2009 年)。
- [31]中共中央文献研究室：《邓小平年谱》(下)〔北京〕中央文献出版社 2004 年版。
- [32]周新城：《怎样看待两极分化》《北京交通大学学报》第 5 卷第 4 期(2006 年)。
- [33]朱红军：《刘吉：社会差距是好事，中国根本不存在两极分化》〔广州〕《南方周末》2007 年 2 月 8 日。
- [34]西蒙·库兹涅茨：《现代经济增长》(1966)北京经济学院出版社 1989 年版。
- [35]Alderson, Arthur S., Jason Beckfield and François Nielsen. 2005. "Exactly How Has Income Inequality Changed? Patterns of Distributional Change in Core Societies". International Journal of Comparative Sociology 46 (4).
- [36]CIA. 2003-2009. The CIA World Factbook. Skyhorse Publishing.
- [37]Eastwood, R., and M. Lipton. 2004. 'Rural and Urban Income Inequality and Poverty: Does Convergence between Sectors Offset Divergence within Them?' in G. A. Cornia, Inequality, Growth and Poverty in an Era of Liberalization and Globalization. Oxford University Press for UNU-WIDER: Oxford.
- [38]Handcock, M.S. and Morris, M. 1999. Relative Distribution Methods in the Social Sciences. New York: Springer-Verlag.
- [39]Knight, J., and L. Song. 1999. The Urban-Rural Divide: Economic Disparities and Interactions in China. Oxford University Press: New York.
- [40]Kuznets, Simon. 1955. "Economic Growth and Income Inequality". American Economic Review, March 45 (1).
- [41]Nielsen, François and Arthur S. Alderson. 1997. "The Kuznets Curve and the Great U-Turn: Income Inequality in U.S. Counties, 1970 to 1990". American Sociological Review, Vol. 62, No. 1 (Feb.).
- [42]Wang, 2006. "Income Inequality in China and its Influencing Factors", Research Paper No. 2006/126, World Institute for Development Economics Research, United Nations University.
- [43]Wolfson, M.C. 1994. "When Inequalities Diverge". American Economic Review 84.

〔责任编辑：方心清〕