

市场抑或非市场：中国收入不平等成因实证分析

陈光金

提要：关于中国收入不平等的形成机制问题，已有研究大体形成两种归因模式，第一种模式主要甚至完全把这种不平等归因于中国经济的市场化进程，第二种模式则主要甚至完全归因于非市场化机制。本文基于 1989 - 2008 年进行的 8 次全国住户抽样调查数据，首先运用分组分解方法对这 20 年中的中国收入不平等的成因进行实证分析，对根据学术界流行的几个主要论断提出的假设进行检验；然后运用基于回归的夏普里值分解分析方法，把通过半对数线性回归发现的对中国现阶段收入分配有显著影响的主要变量纳入一个统一分解分析框架，估计出每一种变量的集中程度对总体收入不平等的贡献，对本文提出的一个综合性假设进行综合检验。分析结果表明，中国收入不平等的成因是复杂的，市场化机制扮演着主要的角色，非市场的结构—制度因素也发挥着不可忽视的作用，还有一些因素所起的作用则具有混合性质。

关键词：市场化机制 非市场化机制 混合机制 不平等指数 不平等分解

一、文献回顾：中国收入不平等的两种归因模式

在现阶段，中国收入不平等已经达到相当高的水平，甚至可以说已经过高了。这种不平等的形成机制，吸引了大量研究者的注意。相关研究文献之多，可谓汗牛充栋，但其寻找收入不平等形成机制的主要思路，总的来说都围绕一个焦点问题展开：考虑到 30 多年来中国改革收入分配体制的最主要路径是引入市场化机制，从计划经济时代受到国家再分配权力调控的按劳分配转向市场经济体制下的按要素分配，同时这一转变迄今尚未完成，因此，一个被不断追问的问题就是，中国收入不平等的不断加剧是市场化分配机制的引入所造成的吗？如果粗略地把收入不平等的形成机制简化为市场化机制与非市场化机制两大类，同时注意到市场化改革尚未完成，那么，我们可以把这个问题重新表述为：推动中国现阶段收入不平等加剧的主要原因是市场化机制还

是非市场化机制?问题的这种提法意味着,我们并不把现阶段中国收入不平等问题的成因完全地归结于其中某一类机制以致排除另一类机制的影响,只是期望在其中识别出起主要作用的机制。

关于决定收入分配的所谓市场化机制,尽管似乎还没有哪个研究者给出一个完备而明了的界定,但综合已有的各种说法,可以这样来理解它的基本含义:一个社会中参与收入分配的人们依靠自身的能力、努力和要素投入获取收入的过程;当然,在这种情况下,收入分配(不)平等程度的变化,往往还反映着市场体制下经济增长和经济结构调整过程的影响(库兹涅茨,1996/1989)。反之,如果人们的收入获得所依凭的不是这样一种机制,那就是依凭所谓非市场化机制了。组成非市场化机制的因素很多也很复杂,在当代社会,大致包括诸如税收和再分配、权力、行业垄断、特定社会结构(尤其是附着于某种具有强制性和歧视性的制度安排的社会结构),以及规范各种社会集团之间利益博弈的特定制度安排等因素。按照这样的理解,先验地认定两类机制中的任何一类机制整体上具有扩大或缩小收入不平等的作用,要冒很大的误读现实的风险,因为每一类机制所包含的各种因素中,都会有一些因素倾向于扩大不平等,一些因素倾向于缩小不平等,还有一些因素的作用则不确定,取决于其他条件的影响及其性质,因而需要根据经验材料加以具体研究(参见库兹涅茨,1996/1989)。

从现有关于改革以来中国收入不平等形成机制的研究文献看,上述风险是存在的。这些文献所持有的观点基本上介于两种归因模式之间,并且有分别向其中一种模式靠拢的趋势。第一种模式主要甚至完全把中国收入不平等归因于市场化机制,认为经济的市场化改革,以及在收入分配中引入市场化机制,必然导致收入不平等的扩大(胡代光,2004;杨圣明,2005;傅玲、刘桂斌,2008;徐现祥、王海港,2008;张奎、王祖祥,2009)。第二种模式则主要甚至完全归因于非市场机制,尤其是权力因素和社会结构因素,认为市场化机制应当是一种缩小不平等的机制,或者说即使在一个时期内市场化机制扩大了不平等,那也是经济发展过程中的必然现象,因而是正当合法的,并且经济的进一步发展将会缩小收入不平等(林幼平、张澍,2001;陈志武,2006;李实、罗楚亮,2007a;何伟,2006)。

与属于第二种归因模式的相关研究相比,第一种归因模式的相关研究显得实证性不足。大多数这类研究满足于某种抽象的论断,然后

罗列一些现象来为这种推断提供“经验”支持。当然,也有一些研究运用了实证方法来探究市场化机制扩大收入不平等的具体表现。周业安(2004)认为,中国经济的市场化进程必然带来不平等,因为城镇和农村都出现了日益严重的收入不平等。不过,周业安似乎并未直接指斥市场化机制导致的不平等,因为他强调,如果说这种不平等中蕴含着不公平,那也是各项相关制度不完善的结果。另外,江苏省统计局在一项经验研究中发现,江苏省收入不平等扩大的一个重要原因是非公有制单位劳动报酬增长速度较慢(江苏省统计局,2007),这在某种程度上为第一种归因模式提供了支持。在中国,非公有制经济的发展与市场化的进程基本上是一致的,因此,当有学者把中国的收入不平等归咎于“生产关系具有资本主义性质”的非公有经济的存在(谭芝灵,2006;卢嘉瑞,2002)时,实际上也是试图为市场化机制寻找具体的表现方式。

有一些研究分析了不同收入来源的差距对总体不平等的影响(吕杰、张广胜,2005;李学灵、张尚豪,2006;万广华,2006)。例如,农村家庭经营收入差距和工资性收入差距据认为是农村收入不平等的两大成因,其中家庭经营收入差距的贡献尤其大。不过,随着时间推移,工资性收入差距对农村收入不平等的贡献在上升;也有研究认为,农村住户收入不平等的主要决定因素是工资性收入(辛翔飞等,2008)。还有一些研究分析了教育对收入不平等的影响。田士超、陆铭(2007)通过对上海的研究发现,教育是地区内收入差距的最重要影响因素。国内外不少类似研究都得出了相似的结论(Chiswick,1971;Tinbergen,1972;赖德胜,2001;白雪梅,2004;岳昌君,2004)。应当指出,在农村内部,无论家庭经营收入还是工资性收入,都主要与市场化机制相关;而城乡劳动力的教育回报差异也较多地受到市场化机制的影响。因而,这方面的研究本来可以为第一种归因模式提供支持,但相关研究者似乎并未有意识地从这个角度来理解它们的作用。

第二种归因模式在相关研究者中看来是占据主流地位的。在这一模式下,权力和某些结构性因素一般被当作主要的解释变量。关于权力在收入获得从而在收入不平等中的影响,由于数据获得的困难(陈宗胜、周云波,2001),很难进行研究。不多的一些相关文献是把与权力寻租相关的收入与其他非正常、非法收入合在一起研究,并赋予“灰色收入”这样的名称(陈宗胜、周云波,2001;王小鲁,2007)。在这些研

究看来,灰色收入是中国收入不平等的主要根源。不过,问题在于,首先,这些研究都承认,全部灰色收入中只有部分直接或间接与权力寻租相关,还有一部分是公共权力和公共资源受到不法侵害的产物;其次,其数据的获得既不可能依靠严格抽样调查,也不可能依靠官方统计,基本上只能依靠研究者的估计,或者以少量非随机调查数据为基础做出的推测;再次,包括权力“租金”在内的灰色收入通常既不在官方收入统计范围之内,也不在有关收入的学术调查范围内,因此它们虽然肯定加剧了中国收入不平等问题,但无法成为官方统计或学界调查所发现的收入不平等的解释因素。与权力相关的另一个影响收入不平等的因素是行业垄断。近年来,垄断行业高工资问题不断见诸报端,学术性研究也呈现繁荣景象。一个似乎已成为共识的看法是:劳动报酬的行业差距不断扩大,且与垄断有着密切的关系(金玉国,2001;管晓明、李云娥,2007;崔友平、李凯,2009)。不过,垄断行业与非垄断行业之间的劳动报酬差距对全社会总体收入不平等的影响究竟有多大,还是一个值得研究的问题,因为现阶段中国收入分配体系中不仅有劳动报酬,还有其他分配形式,因而肯定不能单纯用两类行业之间的劳动报酬差距来解释总体收入不平等。与权力相关的第三个得到研究的因素是再分配问题。杨天宇(2009)发现,用转移性收入测量的再分配因素对总体收入不平等产生了相当大的影响,不过总的来说这一因素的贡献是下降的。

在第二种归因模式下受到广泛关注的结构性因素,是众所周知的城乡和区域收入不平等。从已有研究来看,区域不平等的影响相对较小。例如,李实等人的研究显示,1995年,中国东部、中部和西部三大地区内部收入不平等对全国总体收入不平等的贡献合计达到90.7%,地区间差距贡献了9.3%(李实等,2000)。有的研究所发现的这种贡献份额要大一些,例如,万广华(2006)在研究1987-2002年中国地区间差距的影响时发现,区域间差距对全国总体收入不平等的贡献可达20-30%。

城乡收入差距吸引了研究者最多的注意力。但客观地说,如果城乡间差距对全国总体不平等的贡献很大,甚至超过了城镇和乡村内部不平等对总体不平等的贡献之和,则无异于给第一种归因模式提供了强有力的支持。不过,这方面的研究结果也不一致。这种不一致表现在两个方面:一方面是城乡间差距对总体不平等的贡献率差异较大,一

些研究认为该贡献率超过一半,甚至高达 70 - 80% (万广华 2006;王洪亮、徐翔 2006;王红涛 2009;杨天宇 2009);另一些研究则认为低于 50% (林毅夫等 1998;李实、罗楚亮 2007b)。另一方面是城乡间差距贡献率的变动趋势不同,一些研究发现该贡献率随着时间的推移而上升(李实、罗楚亮 2007b;王红涛 2009;杨天宇 2009),而另一些研究则发现其呈下降趋势(林毅夫等 1998;王洪亮、徐翔 2006)。总的来说,凡是依据官方统计的城镇人均可支配收入和农村人均纯收入五分分(或七分分)数据来研究城乡间差距对总体不平等的影响,都容易得出城乡间差距是中国收入不平等的主要贡献因素的结论;而根据全国住户抽样调查进行的研究则会发现,虽然城乡间差距的贡献份额仍然不小,但城乡内部不平等的贡献还是更大一些。这种差异出现的原因,归根结底还是在于前一种数据在某种程度上掩盖了各地区城乡内部不平等的真实水平。^①

有的学者还试图用权力差异来解释区域差距。例如,陈志武(2006)认为,大、中、小城镇之间以及地区间的国民收入差距,应当用中国的权力等级差异来解释,换言之,在区域这样的结构性因素背后起作用的实际上还是权力的差异。当然,陈志武的分析矛头所指主要不是掌握权力的个人通过权力寻租获得特殊收入从而导致收入不平等的行为,而是国家权力通过控制和调配资源而造成不平等的问题。陈志武的分析有一定的道理,但问题也非常突出。一方面,他所使用的收入数据是人均国内生产总值,而不是住户收入;人均国内生产总值与住户人均收入之间实际上存在很大差异,前者一般只能反映一个地区的经济发展水平,而不能反映该地区的住户收入不平等。另一方面,他把地区之间的经济发展水平差异完全归咎于国家权力配置上的差异,而忽视了各地区与经济发展相关的条件差异,以及各地区市场化进程的相对差异。^②因此,虽然陈志武对权力导致不平等的批判慷慨激昂、不遗余力,但其方法和论据却难免牵强。

① 不少的经验研究指出,各省(市、区)城镇和农村内部的收入不平等都在显著扩大。例如李实和罗楚亮发现,农村居民收入基尼系数从 1978 年的 0.21 上升到 2005 年的 0.38,而城镇居民收入基尼系数也相应地从 0.16 上升到 0.34(李实、罗楚亮 2007b)。

② 根据有关学者的研究,在中国地区市场化相对进程排名中居于前列的,基本上都是东部省份(樊纲等 2006)。

二、分析框架与研究假设

已有研究一般把注意力集中于对某一种因素进行分析,因而几乎每一种研究都“发现”了一个对中国过大的收入不平等的形成具有决定性影响的“主要原因”。由于未能把相关因素纳入一个统一框架进行系统分析,它们在中国收入不平等形成过程中所起作用的相对重要性显得模糊不清。我们将尝试构建一种统一的分析框架,把代表市场化机制和非市场化机制的诸因素都纳入其中,以便较为完整地分析它们的不平等效应的相对重要性。

我们采用一种三步骤策略来构建这样一个分析框架。第一步,基于已有研究和跨越 20 年的 8 次全国城乡住户抽样调查数据,运用差距分解分析的方法,分别对受到广泛关注的几个重要的收入不平等影响因素进行分析,由此识别两类形成机制中何种机制更为重要,以便对已有研究提出的观点做一个初步检验。第二步,从理论和经验研究已经获得的某些共识出发,提炼一组变量,包括第一步分析所涉及的变量,也包括简单的分组分解或收入来源分项分解的方法难以分析的变量,运用半对数线性回归方法和最近一次全国住户抽样调查数据进行回归分析,探寻它们与收入获得的关系。第三步,基于半对数线性回归结果,运用夏普里值分解分析方法(万广华 2008),对那些影响收入获得的主要变量进行不平等贡献的综合分析,从而据以判断这些因素影响不平等的相对重要性,得出一种相对统一的分析结果。

最近 20 年来,中国经济的市场化已经达到较高水平。据马广奇(2000)测算,1999 年中国经济的市场化水平达到 60% 左右;据北京师范大学经济与资源管理研究所(2005)测算,2003 年中国市场化水平达到 73.8%。另据国家发展与改革委员会提供的最新数据,目前在社会商品零售总额和生产资料销售总额中,市场调节价所占比重已分别达到 95.6% 和 92.4% (参见江国成 2009)。当然,不同研究者的测算结果往往不同,甚至有很大差距,但认为目前中国经济的市场化程度至少超过了 60%,还是比较稳健的判断。据美国学者对经济合作和发展组织核心国家的研究,20 世纪 60 年代末期以来这些国家强化市场机制的改革确实使它们的收入不平等出现扩大趋势,到 20 世纪末期经历了一个大 U 型转变(Nielsen & Alderson, 1997)。有鉴于此,我们关于最

近20年中国收入不平等形成机制的研究假设,将倾向于遵循上述第一种归因模式,但并不预先强硬主张市场化机制是导致中国目前过大的收入不平等的惟一机制。

基于上述分析,本文提出如下基本研究假设:最近20年来,在中国收入不平等的形成机制中,市场化机制所起作用趋于加强,而且大于非市场化机制所起作用。然而,无论是市场化机制还是非市场化机制,都包含着许多因素,因此直接对这一基本研究假设进行检验是困难的。为此,我们将提出若干操作假设,并通过对操作性假设的检验来间接检验这一基本假设。作为贯彻本文分析框架的第一步研究策略,我们将提出四个可操作研究假设。

假设1:20年中,中国城乡间收入差距对总体收入不平等的贡献将呈下降趋势,而城镇和农村内部的收入不平等对总体不平等的贡献则将呈上升趋势。

假设2:20年中,中国的所谓“体制内”与“体制外”之间的收入不平等对总体不平等的贡献趋于下降,而它们各自内部的不平等对总体不平等的贡献将会上升。

假设3:市场化程度较高的收入来源对总体不平等的贡献将大于非市场化收入来源对总体不平等的贡献;而且随着时间的推移,前者的贡献将会上升,而後者的贡献将会下降。

假设1的含义是清楚明白的,无需进一步解释。如果这一假设得到数据的支持,那么上述第二种归因模式就失去了主要或完全以某种非市场化的制度或社会结构因素解释中国收入不平等的依据,从而间接对本文的基本研究假设提供支持。

假设2与中国改革进程的特征密切相关。与前苏联、东欧地区不同,中国改革所采取的不是“休克式疗法”,而是渐进式方案,这种渐进式改革使中国的社会转型过程没有与传统体制形成断裂关系,一方面,传统体制在转型过程中得到了一定程度的维持(孙立平,2008);另一方面,在传统体制之外逐步成长起一个影响日益扩大的市场化经济社会活动空间。其结果之一就是形成了所谓的“体制内”与“体制外”两大部门的区隔,对中国不平等产生了重要影响(李春玲,2004)。一般而言,所谓“体制外”因素主要涉及市场化机制起作用的社会经济领域,“体制内”因素的内涵更复杂一些,但可以认为综合反映了与传统体制相关的国家权力、行政垄断和再分配因素对收入分配的影响。不

过,随着改革的不断深化,“体制内”与“体制外”区隔的意义是逐步弱化的,因而这种区隔所造成的“体制内”与“体制外”之间的收入不平等对总体收入不平等的贡献会呈现下降趋势;而且,由于“体制外”因素代表着高度市场化,因而“体制外”部门的收入不平等对总体不平等的贡献会超过“体制内”部门收入不平等的贡献。这样,如果假设2得到数据的支持,那就削弱了上述第二种归因模式的力量。

假设3要求从收入来源角度对总体收入不平等进行分项分解分析。迄今为止已有不少学者研究了这个问题。本研究的不同之处在于,首先,我们要通过对不同收入来源的市场化程度的识别,以及它们对总体收入不平等的不同贡献,来从一个方面检验本文的基本研究假设;其次,我们将对家庭经营性收入做进一步的细分,即分成农业经营收入与非农业经营收入。我们认为,农业经营收入的市场化程度相对较低。至少有两个理由支持这一判断,一是农户的土地未被私有化,不能进入市场,即使租赁经营,一般其规模也相当有限;二是广大农户的农业生产在相当程度上具有自产自销性质,按照农产品市场价格估算自产自销产品所产生的收入,在很大程度上不同于通过真实的市场销售而产生的收入。而农村住户的非农经营收入,则无论在城镇还是在农村,都是高度市场化的。因此,把两者区分开来,有助于我们更加准确地从收入来源角度识别市场化机制对收入不平等的影响。如果假设3得到数据的支持,那么也将加强对本文基本研究假设的支持。值得注意的是,我们没有以“一种收入来源的市场化程度越高,其对总体收入不平等的贡献越大”这样的表述来提出这一假设,这是因为,在绝大多数社会成员的收入中,工资性收入占据了最大比重,而不同社会成员的工资性收入会有不同的性质,一些人的工资性收入的市场化程度较低,另一些人的工资性收入则可能是完全市场化的,但在按收入来源进行分解分析时,我们只能把它们作为同一种收入来源纳入分析模型。不过,假设2的分析结果应当略可弥补这一不足。

除了上述三个操作性假设所涉及的因素之外,还有许多其他因素也会对收入不平等产生比较重要的影响,如住户的人口学、社会学特征,以及经济资源占有/投入状况等。许多研究表明,像住户人口规模和性别结构、劳动力数量和受教育程度、劳动力就业/失业状况、住户收入结构、社会阶层地位、住户生产经营投入、住户金融资产存量,加上户籍和所在地区这样的制度和结构性因素,都可能对中国城乡住户的人

均收入不平等产生不可忽视的影响 (Zhou 2000; 赖德胜 2001; Zhao & Zhou 2002; Li 2003; 李实、丁赛 2003; 李春玲 2003; 白雪梅 2004; 岳昌君 2004; 刘欣 2005; Millimet & Wang 2006; 王烜、汪三贵 2006)。我们把这些因素称为住户的经济社会特征(禀赋),其中一些特征对收入不平等的影响主要体现市场化机制的效应,另一些特征的影响则主要体现非市场化机制的效应,或者与市场化机制没有直接的联系。因此,当作为本研究第二步和第三步研究策略的实现途径而把它们纳入一个统一的分析框架进行分析时,我们期望分析结果能够支持下述混合性操作假设,否则我们的基本研究假设就不能从总体上得到支持:

假设4:主要体现市场化机制不平等效应的住户经济社会特征对总体收入不平等的综合贡献,将会大于那些主要体现非市场化机制不平等效应的特征的综合贡献。

在理论上,整体收入不平等不仅受收入集中程度影响,也受不同收入人口群体规模的影响(万广华 2008)。因此,不管基于经验数据的分析结果如何,假设4的成立还有一个前提条件:在总人口中,在收入获得上受市场化机制影响较大的人口群体应当占据多数。在1992年中国正式确立市场化改革方向,以及随后的公有制企业大规模改制以后,这一要求应当可以得到满足。例如,根据2009年《中国统计年鉴》提供的数据,2008年城镇国有单位和集体单位在岗职工共计6749万人,在全社会就业人员总数中仅占8.97%。

三、研究数据和方法

本文将两种数据作为分析依据。第一种数据是中国社会科学院社会学研究所“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(简称为“CGSS·2008”)。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。^①调查始于1989年,并于1991、1993、1997、

① 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。

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。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。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 CGSS·2008 的样本住户收入进行了消胀处理。关于将这两种数据结合起来使用的可行性,作者已另文分析说明,兹不赘述(陈光金,2010)。

本文使用的主要研究方法,一是不平等的分组(分项)分解,二是半对数线性回归分析,三是基于回归的夏普里值分解分析。对于本文提出的假设 1 和假设 2 进行贡献分解分析以资检验的方法,就是基于泰尔 T 指数的分组分解分析,其模型为:

$$T = \sum_{g=1}^G p_g \lambda_g T_g + \sum_{g=1}^G p_g \lambda_g \text{Log} \lambda_g \quad (1)$$

式(1)中, G 表示分组, p_g 为第 g 组人数与总样本人数之比, λ_g 为第 g 组样本户家庭人均收入的均值与总样本户家庭人均收入的均值之比, T_g 为第 g 组的泰尔指数;等号右边第一部分为组内差距之和,第二部分为组间差距。只要观察历年两种差距的贡献率变动趋势,就可以分别对假设 1 和假设 2 进行检验。

需要说明的是,对于假设 2,由于数据的限制,本文的分析限于非农从业人员的收入不平等。况且,在学术界关于“体制外”与“体制内”的界定中,一般不考虑农业劳动者。我们尊重这一“传统”。我们将按如下方法对非农从业人员进行分组:将所有具有非农户籍的党政机关和国有事业单位的正式职工、国有企业单位的经营管理人员,以及专业技术人员归类为“体制内”从业人员;其余全部归入“体制外”从业人员。我们假定,体制内工作人员的工资性收入由国家规定或认可,因而具有非市场化性质;其余人员的工作和报酬获得,基本由市场机制决定。按照这种分组进行收入不平等分解,可以看出市场化收入不平等与非市场化收入不平等对非农从业人员收入不平等的贡献及其变化。

对于本文提出的假设 3,考虑到基于泰尔指数的分解分析主要适合分组数据,而不适合收入来源这样的非分组数据,我们将以基尼系数为不平等指标,按收入来源进行不平等的分项分解。运用基尼系数进行分项分解的基本模型是:

$$G = \sum_{k=1}^K (\mu_k / \mu_y) \times C_k \quad (2)$$

$$R_k = \text{cov} [(y_{ki} / f(Y))] / \text{cov} [y_{ki} / f(y_k)] = C_k / G_k \quad (3)$$

式(2)中, G 表示总体收入不平等的基尼系数, K 表示第 k 项收入来源, μ_y 为总样本均值, μ_k 为第 k 项收入的均值, C_k 为第 k 项收入的集中系数, G_k 表示第 k 项收入的基尼系数。 C_k 可以通过式(3)计算出来。在式(3)中, R_k 表示第 k 项收入与总收入的相对相关系数, y_{ki} 表示第 k 项收入的第 i 个观察值, f 是第 k 项收入的各个观察值的序号, $f(Y)$ 表示在计算 R_k 时按总收入的升序排列第 k 项收入的分布, $f(y_k)$ 表示在计算 R_k 时按第 k 项收入自身的升序排列其分布, 因此, 中间项的分子表示第 k 项收入与按总收入升序排列时的相应收入观察值序号的协方差, 分母意为第 k 项收入与按其自身的升序排列时的相应收入观察值序号的协方差。被调查住户的收入来源包括家庭农业经营收入、非农业经营收入、工资性收入、财产性收入、公共转移性收入, 以及其他收入(如私人赠与性收入)。其中, 公共转移性收入具有明确的非市场性质; 各种非农经营性收入具有较为明确的市场属性; 工资性收入则由于人们的就业单位不同而内在地蕴含着市场化与非市场化的两重性, 但考虑到就业市场化程度不断提高, 它的分布差异的变化应当越来越多地反映市场化的影响; 财产性收入主要是指各种有价证券产生的收入、资产出租收入, 以及其他金融资产(如存款)的孳息, 因而具有市场收入属性, 遗憾的是, CHNS 调查把财产性收入与赠与性收入、继承性收入等都归入“其他收入”范畴, 难以将其剥离出来。

由于上述分析没有涉及其他家庭禀赋特征对收入分布的影响, 因此, 需要我们根据家庭各种禀赋特征对家庭人均收入不平等的形成机制进行综合考察, 这一分析的核心同样是对各项禀赋特征的不平等贡献进行分解, 其目的则是检验假设 4。关于这种分解, 有很多方法可供利用, 不过, 其中不少方法往往都受到这样那样的限制, 尤其是难以在同一种分解方式中纳入不同测量尺度的变量, 例如, 分组分解不能综合考察非分组分布的影响, 基于基尼系数的分解不能有效处理分类性质的变量。万广华提出了基于回归的夏普里值分解方法, 初步解决了这个问题(Wan 2002, 2004)。这一分解方法由两个步骤组成。首先基于明塞(Mincer)收入决定方程建构回归模型。万广华经过多种尝试后认为, 半对数线性模型是比较合适的模型。其次, 在通过回归得到回归模

型后 根据各项回归因素的回归系数进行夏普里值分解。^① 半对数线性回归模型的基本数学形式为：

$$\ln(Y) = a + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \varepsilon \quad (4)$$

式(4)中 a 是常数项 X_i 为变量 β_i 为各变量的回归系数 ε 为残差。在一般的 Mincer 收入决定方程中 β_1 表示人力资本的教育和经验往往都有一个平方项进入模型,但我们在尝试之后发现,它们的平方项不仅没有统计显著性,反而降低模型解释力,所以在具体确定模型时剔除了这种平方项。得到回归模型后,需要将模型从半对数线性方程转变为自然对数的底 e 的指数方程,其具有如下形式:

$$Y = (e^a) \cdot (e^{(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}) \cdot (e^\varepsilon) \quad (5)$$

具体运算时,常数项贡献暂可不予考虑,残差项贡献等于总体不平等与式(5)右边中间项各变量对总体不平等的贡献之和的差额。

最后还应说明,本文的分析单位是城乡住户,被分析的收入指标是住户人均收入,只有在分析非农就业人员的收入不平等时,才把个人作为分析单位,把他们在调查时的月收入作为被分析的收入指标。

四、数据分析结果

(一) 基于城乡分组的收入不平等分解

我们首先把调查得到的家庭人均收入分为城镇与农村两组,划分标准是被调查住户的长期居住地区的类别;然后根据泰尔 T 指数的分解公式,通过计算获得 20 年来中国城乡间收入差距对总体收入不平等的贡献及其变动趋势。需要说明的是,即使数据分析结果显示城乡间差距的贡献缩小了,也不意味着城乡间差距本身缩小了,而是说明城镇和/或农村地区内部的收入不平等加剧了,它们对总体不平等的贡献上升了。计算结果见表 1。

从表 1 的结果看 20 世纪 90 年代初、中期是一个转折点,组间差距的贡献率在 1992 年达到 37.5%,此前和此后,组间差距的贡献率都

① 此项分解的工作量巨大,非手工所能完成。万广华在联合国大学工作期间开发出了一个 JAVA 程序,他慷慨地将该程序提供给了作者,在此表示诚挚的感谢。

比较小,组内差距的贡献率则是巨大的,总体不平等的绝大部分由城镇内部差距和农村内部差距构成。另外,城镇内部差距的贡献率,在1992年以前是下降的趋势,此后有所上升;相应地,农村内部差距的贡献则在总体上呈现出下降趋势,但到2005年为止一直大于城镇内部差距的贡献。2007年的情况看来有些特殊。CHNS调查住户的城乡分布特征是城镇住户较少,而2008年调查住户中,城乡住户大约各占一半,因而由此计算出的城镇内部差距的贡献率更大一些。从式(1)可以看出,由于城镇居民人均收入远高于农村居民人均收入,因而前者与总体均值之比(λ)也会大大高于后者与总体均值之比,此时,如果城镇人口比例上升,城镇内部差距对总体差距的贡献也会上升,甚至超过农村内部差距的贡献,即使农村内部差距仍然大于城镇内部差距。

表 1 基于泰尔 T 指数和城乡分组的收入不平等分解									
年份	泰尔 T 指数	城乡组内贡献额			城乡间贡献额	城乡组内贡献率			城乡间贡献率
		城镇	农村	合计		城镇	农村	合计	
1988	.1287	.0391	.0791	.1182	.0105	30.4	61.5	91.8	8.2
1990	.1053	.0279	.0694	.0973	.0080	26.5	65.9	92.4	7.6
1992	.2145	.0452	.0889	.1341	.0804	21.1	41.4	62.5	37.5
1996	.1237	.0442	.0715	.1157	.0081	35.7	57.8	93.5	6.5
1999	.1628	.0612	.0865	.1477	.0151	37.6	53.1	90.7	9.3
2003	.1805	.0681	.0930	.1611	.0195	37.7	51.5	89.3	10.8
2005	.2179	.0880	.1123	.2003	.0177	40.4	51.5	91.9	8.1
2007	.2445	.1497	.0652	.2141	.0296	61.2	26.7	87.9	12.1

无论如何,表1的结果表明,目前,中国城镇和农村内部的不平等对总体不平等的贡献,远大于城乡间不平等的贡献。

(二) 基于“体制内”与“体制外”分组的非农从业人员收入不平等分解
依据前面论述的方法,把非农从业人员按其就业单位的性质和个人的职业地位分成“体制内”与“体制外”两个组群,分析组内差距和组间差距对其收入不平等的影响,结果如表2所示。

表2的结果颇为耐人寻味。首先,从非农从业人员收入的总体不平等变化过程看,1996年是一个转折点(虽然1990年的泰尔 T 指数很

小,但这是一种与特殊历史时期相关的现象)泰尔 T 指数呈现出一种 U 型而非倒 U 型变化的趋势(见图 1),这让我们想起西方发达国家发生的所谓收入不平等大 U 型转变(Nielson & Alderson,1997)。

表 2 非农从业人员收入不平等的泰尔 T 指数分组分解

年份	泰尔 T 指数	组内贡献额			组间 贡献额	组内贡献率			组间 贡献率
		体制内	体制外	合计		体制内	体制外	合计	
1988	.3335	.0764	.1283	.2047	.1288	22.9	38.5	61.4	38.6
1990	.0885	.0180	.0819	.0999	-.0114	20.3	92.6	112.9	-12.9
1992	.1517	.0417	.0775	.1192	.0325	27.5	51.1	78.6	21.4
1996	.1078	.0219	.0847	.1066	.0012	20.3	8.6	98.9	1.1
1999	.1188	.0328	.0852	.1180	.0008	27.6	71.7	99.3	.7
2003	.1309	.0359	.0873	.1232	.0077	27.4	66.7	94.1	5.9
2005	.1806	.0403	.1328	.1731	.0075	22.3	73.5	95.8	4.2
2008*	.3014	.0582	.2508	.3090	-.0076	19.3	83.2	102.5	-2.5

* 这是根据调查前一个月非农从业人员的月收入计算的。

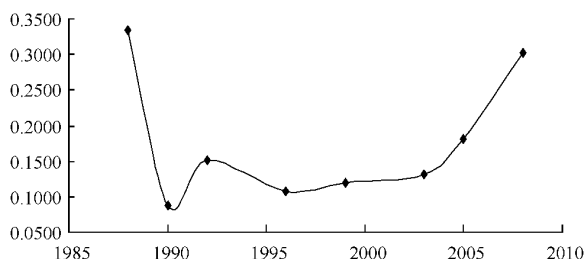


图 1 非农从业人员收入泰尔 T 指数的变动趋势

其次,组间差距对总体差距的贡献最初较为可观,但随后迅速下降,个别年份为负值。当然,这并不意味着组间的绝对差距不重要。不过这种差距的变化也很有意思:从图 2 可以看到,体制内从业人员的收入均值与总体均值之比在多数年份是上升的,并且在 1999 年变得大于 1 了;而体制外非农从业人员的收入均值与总体均值之比,则经历了一个下降过程,相应地,在 1999 年变得小于 1。也就是说,在 1999 年以前,两类从业人员之间的收入差距的特征是,体制外非农从业人员的平

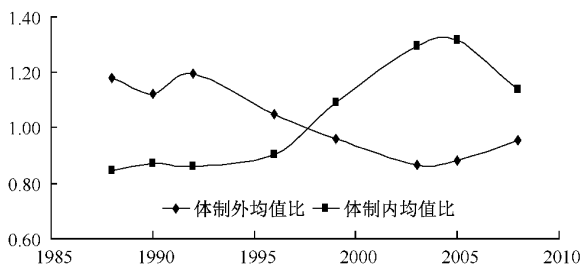


图2 体制内与体制外的组间收入差距变化

均收入水平高于体制内非农从业人员 ,而此后则颠倒过来了。2005 年 及以后 ,两者重新开始靠拢。

再次 ,组间差距贡献率的下降当然意味着组内差距贡献率的上升 , 在多数年份 ,组内差距贡献巨大 ,是非农从业人员收入不平等的绝对成因。尤其要注意到 ,体制内非农从业人员收入差距对总体差距的贡献率基本维持在 25% 上下 ,而体制外的这种贡献在 8 个调查年份里有 5 个年份高于 70% ,最低也达到 38.5% 。由此可以有把握地说 ,在非农从业人员中 ,体制外从业人员内部的收入差距是总体差距形成的主体因素。由于体制外非农从业人员规模巨大 ,这种状况必然影响更大范围的收入不平等。

(三) 基于收入来源的住户人均收入不平等分解

表 3 是基于收入来源对收入分布的基尼系数进行分解分析的结果 ,从中不难看出以下几种趋势。

表 3 基于收入来源的住户人均收入分布基尼系数分解结果							
年份	农业经营收入	非农经营收入	工资性收入	转移性收入	财产性收入	其他收入	总体基尼系数
1988	9. 2	8. 1	57. 9	20. 7	4. 2		. 3979
1990	9. 0	12. 2	57. 7	15. 3	5. 9		. 3787
1992	10. 0	14. 4	58. 3	10	7. 3		. 425
1996	7. 2	16. 7	62. 2	5. 9	8. 0		. 4069
1999	2. 5	9. 9	72. 8	8. 3	6. 5		. 4586
2003	5. 2	8. 2	65. 9	4. 4	16. 3		. 4941
2005	4. 1	9. 4	72. 0	3. 1	11. 4		. 5221
2007	1. 2	19. 6	69. 6	0. 6	5. 7	3. 4	. 5401

首先,一个最为清晰的趋势是,来自国家和集体的各种转移性(再分配)收入对不平等的贡献,在20年中比较稳定地下降了。对于促成这一趋势的原因,大抵可从三个方面来理解。一是1992年以后的乡镇企业改制,导致发达农村地区的社区福利急剧下降,从而缩小了与原先乡镇企业不发达地区的社区福利差距。二是国家社会保障和其他福利制度在20年中无论如何还是有显著发展的,尤其是最低生活保障制度的建立和在城乡地区的逐步推行,以及近年来国家陆续出台的各种惠农政策,都理应起到了缩小城乡各种福利分配差距的作用。三是城乡居民的劳动收入和经营收入客观上也在增长,转移性收入在居民收入中的相对地位必然会下降。这些解释在多大程度上成立还值得进一步研究,但转移性收入占居民收入的比重下降则是不争的事实:在调查涉及的8个年份中,这一比重分别为:19.04%、12.44%、7.91%、4.29%、5.07%、2.95%、2.32%与1.46%。另外,这项收入的集中率在2005年以前一直大于总体基尼系数(参见图3),而在2007年的调查中,总体基尼系数为0.54左右,转移性收入的集中率为0.2099。这样,转移性收入便有可能不再像以往那样扩大不平等。

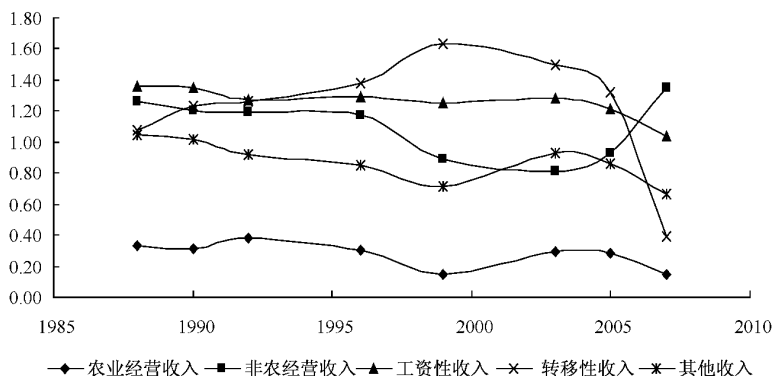


图3 各分项收入集中率与总体基尼系数之比

其次,农业经营收入不平等的贡献同样明显下降了,虽然在个别年份还有所波动。应当说,20年来中国农业经营的市场化程度是在不断提高的。不过,至少由于两个方面的原因,住户农业经营收入难以成为收入不平等的拉动力量。一方面,对于绝大多数从事农业经营的住户

来说,土地等农业生产资本规模有限,并且其配置总体上比较平均。另一方面,农业的市场化其实更多地与“资本下乡”有关,我们不难看到,各地各种大规模农业企业,其实与个体农户没有多大的直接关系。对于绝大多数农户来讲,在非农收入不断增长的形势下,农业生产越来越成为一种生存保障途径。实际上,在各个调查年份,农业经营收入的集中率始终远低于总体基尼系数。

再次,非农业经营收入对不平等的贡献有较大的起伏波动,潜伏着一种上升的趋势。不过,调查结果可能并未完全反映此项收入的不平等对总体不平等的影响,因为能够进入调查范围的非农业经营者较少,经营规模较大者尤其如此。另外,在多数调查年份里,此项收入的集中率大于总体基尼系数,同时还呈现出一种先有所下降然后迅速上升的趋势,表明它将成为未来拉动中国收入不平等的—一个重要因素。

再其次,工资性收入不平等一直是总体不平等的主要来源,但具有某种阶段性变化特征。在1999年以前,其贡献率基本呈稳定上升趋势;2003年以后,则呈现出某种波动,但总体水平高于1999年以前。此外,从图3看,工资性收入的集中率与总体基尼系数之比一直大于1,表明它始终是扩大不平等的主要拉动力量,究竟是什么因素使其产生这样的影响,尚需更深入的分析,初步的判断是,就业市场化程度不断提高的影响不容小觑。不过,我们从图3也能看到某种缓慢下行的趋势,到2007年,两者之比仅为1.04,未来降低到1以下也未必没有可能,当然,这也取决于其他几种收入来源——尤其是非农经营收入不平等——对总体不平等的影响的变化。

(四) 基于半对数线性回归的夏普里值分解

在运用基于半对数线性回归的夏普里值分解分析方法进行综合分析之前,先要具体构建回归模型并界定相关变量,这里遵循学术界普遍采用的扩展的Mincer收入决定模型。

宏观上影响收入分配的因素应当包括工业化和城市化的水平、经济发展差异,以及社会制度和社会结构因素。基于以往的研究,我们使用家庭有效获得非农收入者的比重,以及家庭人均非农收入占人均收入的比重作为测量工业化的指标,使用一个住户是否有多数成员(60%以上)居住在城镇作为反映住户城市化的指标(这样设计这一指标的—目的是为了反映农民工及其部分家庭人口进城的现实),以

户籍(以农业户籍为参照)作为反映社会制度影响的指标,以被调查住户居住区域作为反映地区发展差异的指标(以西部为参照)。

除宏观变量外,家庭的人口结构和资产状况也是影响家庭收入的重要因素。在人口方面,考虑使用家庭人口总数、老少人口比重(意味着扶养负担)和家庭有收入者中的女性比重(间接反映家庭人口的性别结构,直接测量家庭收入获得是否受其性别结构影响)作为主要指标。家庭资产状况包括两个方面,即物质资产和人力资本的占有水平。测量物质资产的指标有两个,即家庭人均生产性资产总额和人均金融资产总额。在人力资本方面,以家庭有效的有收入者数作为表示家庭人力资本的数量指标,同时以家庭有收入者的平均受教育年限和年龄作为测量家庭人力资本的质量指标;工作经验方面缺少较好的测量指标,因为大量农民工的工作年限无法界定。所谓“有效的有收入者”,既包括从业人员中全职工作者(视为1人)和半职工作者(视为0.5人),也包括拥有离退休收入的人员(以各地平均离退休收入与平均工资水平之比作为权数加权)。

家庭劳动力的就业状况和职业地位属于中间层次的变量,它们一方面连接着宏观经济社会发展形势,另一方面又连接着家庭及其成员的个人特征。^①就业水平以家庭失业劳动年龄人口比重作为测量指标,职业地位以中国社会科学院社会学研究所“当代中国社会结构变迁研究”课题组提出的“十阶层”分类框架为依据(陆学艺主编 2001),把家庭主要成员的最高职业阶层地位作为代表家庭职业地位的指标;^②同时,为了减少变量,我们做了聚类分析,发现大体可以把十个阶层分成五组:第一组为私营企业主和企业经理人员家庭,第二组为国家与社会管理者、专业技术人员和办事人员家庭,第三组为个体工商户、产业工人和商业服务业员工家庭,第四组为无业失业半失业人员家庭,第五组为农业劳动者家庭(分析时作为参照变量)。但是,我们的数据中缺少可以识别家庭全部劳动力就业单位的体制性质指标,又不能直接以被访者个人就业单位的体制性质来代表,因而无法通过回归分析判断体制内、体制外划分对家庭人均收入的影响。

① 这里存在共线性问题,但半对数线性函数允许共线性和异方差性存在(万广华等 2008)。

② 这样做自然存在一定的风险,不过国外的研究表明,在没有更好的处理办法的情况下,这仍然是一种可行的选择(Crompton 2008)。

基于上述指标和 CGSS·2008 的数据,我们以被调查住户 2007 年人均收入的自然对数为因变量,以上述测量指标为自变量,建立简单的半对数线性回归模型,回归结果见表 4。表中的前 4 个模型是这样形成的:首先是全变量模型,然后逐步将 3 个在该模型中没有统计显著性的变量剔除,产生其余三个模型。

在模型 1 到模型 4 中,从业人员平均年龄、家庭成员居住状况以及户籍身份,都没有显著影响。在其余变量中,从回归系数看,影响最大的是家庭人口数,且其符号为负,亦即具有显著减少家庭人均收入的作用,这一点不难理解。其次是地区因素和职业阶层因素。地区因素的影响如此突出,出乎我们最初根据已有研究形成的看法。职业阶层地位的重要影响则在我们的意料之中。属于第三层次的影响因素包括家庭有效的有收入者人数、有效的有收入者平均受教育年数,以及家庭人均物质资产,它们分别反映了家庭的人力资本和物质资产存量对家庭收入获得的影响,它们的符号均为正,表明它们将增加家庭人均收入。第四层次的变量则包括回归系数小于 0.01 但具有统计显著性的几个因素,即家庭人均非农收入比重、家庭有效非农收入获得者占全部有效收入获得者的比重、家庭劳动年龄人口失业比重、家庭老少人口比重,以及有效女性收入获得者比重。其中,前两个变量的作用是增加收入,而后三个因素的作用则是减少收入。不过,有效的女性收入获得者比重的回归系数最小,表明性别歧视问题并不突出。老少人口占家庭总人口的比重的回归系数在各模型中也比较小,但其影响比有效有收入者中女性比重的影响大。

总结上述结果,可以认为,大多数变量的作用都反映出市场化发展对城乡居民家庭收入获得的影响。当然,一些表面看起来的非市场化因素也具有影响,主要表现为住户人口规模、住户居住地区和住户阶层地位的影响。后两个因素具有混合性质。地区发展水平差距的存在,既有市场化水平不同的影响,也有非市场因素(如制度和传统文化差异)起的作用。阶层地位的获得,从现有许多研究成果看,也是市场性因素与非市场性因素共同作用的结果。不过,这里我们还无法把其中两类因素的影响分别识别出来。城乡居住状况没有产生具有统计显著性的影响,与一般的看法似乎冲突,但可能反映了如下的事实。首先,在经济层面,现阶段的中国并不存在典型的二元结构,即现代产业集中于城镇,传统产业分布于农村;相反,在中国,农村同样有大量现代产业

表 4 2007 年被调查者家庭人均收入的半对数线性回归分析^a

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
Constant	7.455(90.161) ***	7.484(141.148) ***	7.482(141.267) ***	7.481(141.303) ***	7.435(152.568) ***
住户人口数	-.168(-13.240) ***	-.168(-13.234) ***	-.167(-13.196) ***	-.169(-13.603) ***	-.173(-14.082) ***
有效收入获得者数	.051(3.257) ***	.051(3.229) ***	.050(3.189) ***	.051(3.308) ***	.055(3.534) ***
女性有效收入获得者比重(%)	-.001(-2.126) **	-.001(-2.195) **	-.001(-2.092) **	-.001(-2.186) **	-
有效非农收入获得者比重(%)	.003(6.563) ***	.003(6.772) ***	.003(6.697) ***	.003(6.710) ***	.003(6.495) ***
有效收入获得者平均年龄	.001(.457)	-	-	-	-
收入获得者平均受教育年数	.067(16.085) ***	.067(16.423) ***	.066(16.394) ***	.067(17.108) ***	.067(17.182) ***
失业人口比重(%)	-.006(-6.107) ***	-.006(-6.136) ***	-.006(-6.313) ***	-.006(-6.285) ***	-.006(-5.919) ***
老少人口比重(%)	-.002(-2.516) **	-.002(-2.614) ***	-.002(-2.627) ***	-.002(-2.599) ***	-.002(-2.484) **
金融资产(万元/人)	.053(12.346) ***	.053(12.346) ***	.053(12.336) ***	.053(12.350) ***	.053(12.350) ***
生产投资(万元/人)	.011(4.519) ***	.011(4.512) ***	.012(4.539) ***	.011(4.513) ***	.011(4.501) ***

续表 4

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
人均非农收入比重 (%)	.008(24.917) ***	.008(24.950) ***	.008(24.942) ***	.008(25.172) ***	.008(25.380) ***
住户人口主要居住在城镇	-.037(-1.029)	-.036(-1.006)	-	-	-
住户人口户籍身份主要为非农户籍	.038(1.033)	.041(1.139)	.020(.679)	-	-
东部	.390(14.375) ***	.391(14.466) ***	.391(14.476) ***	.391(14.463) ***	.392(14.484) ***
中部	.099(3.875) ***	.099(3.882) ***	.100(3.899) ***	.100(3.913) ***	.101(3.946) ***
阶层类别 1	.192(3.301) ***	.193(3.322) ***	.191(3.287) ***	.199(3.503) ***	.208(3.671) ***
阶层类别 2	.117(3.679) ***	.118(3.746) ***	.114(3.640) ***	.121(4.128) ***	.128(4.409) ***
阶层类别 3	.295(7.083) ***	.298(7.245) ***	.293(7.177) ***	.302(7.812) ***	.308(7.962) ***
阶层类别 4	.507(8.260) ***	.510(8.358) ***	.505(8.303) ***	.513(8.628) ***	.520(8.745) ***
模型总结	R ² = .506, 调整 R ² = .504, N = 5772				R ² = .505, 调整 R ² = .504, N = 5772

*** P < 0.05; **** P < 0.01.

* 各模型的标准化残差平均值为 0, 标准差为 0.999, 基本满足半对数线性回归模型的相关要求。

在发展。其次，社会层面的二元结构在改革开放以来不断被打破，至少农村劳动力可以进城务工经商。当然二元社会制度的影响还是存在的，但这种影响也随着农民工进城而被复制到城市社会，城乡间差距由此在城镇内部发展起来，从而冲淡了既有的城乡间差距的影响。

回归分析中各个变量的影响，本质上意味着家庭收入获得的差异化或分化。但回归分析并不能具体确定这些变量对收入不平等的影响的大小，这个问题需要通过不平等分解分析来解决。为此我们特别设计了表4中的模型5。设计模型5的出发点是尽可能减少变量，以便进行夏普里值分解分析，因此剔除了有效的女性有收入者比重，分析结果显示，减少这个变量，模型的解释力几乎不受影响。模型5中还有几个虚拟变量，即地区变量和职业阶层变量，根据有关学者的建议，^①可以基于它们的回归系数，对它们做进一步的归并整理，一是分别以东部和中部的回归系数作为预测值（参照地区即西部的观察值仍为0），建立一个统一的地理变量；二是分别以四个阶层类别的回归系数为预测值（参照群体即农业劳动者的观察值仍为0），建立一个统一的阶层地位变量。这样，我们就可以将进入夏普里值分解程序运行的变量减少到11个。将模型5转换为一个指数方程，对收入不平等的基尼系数进行夏普里值分解，得到表5的结果。

从表5看，分解分析结果非常理想，得到解释的不平等占94.2%，残差部分仅占5.8%。所有11个变量都具有扩大不平等的作用，而从贡献大小来看，大体可以把它们分为4组。第1组由人均非农经营和劳动收入占人均收入的比重、人均金融资产和有收入者的平均受教育年数组成，三者的贡献率合计达到52.7%。第2组包括住户人口数和阶层变量，它们的贡献率都略高于10%，合计为22.4%。第3组包括地区变量和有效的有非农收入者比重，它们的贡献率合计为15.6%。其余4个变量是第4组，它们的贡献率合计为5.4%。

大致说来，第1组变量与市场化关系最为密切，而非市场化机制的关系较小，当然，即使在这类变量中，也包含着非市场化因素，例如，非农收入既有来自“体制外”的也有来自“体制内”的，但多数人的收入肯定主要来自体制外部门。在第2组变量中，住户人口数与市场化机制无关，阶层地位差异对总体收入不平等的影响则混合地体现了两种

① 确切地说，这是复旦大学陆铭教授向作者提出的建议，在此谨致谢忱。

表 5 基于半对数线性回归的基尼系数夏普里值分解

因素	贡献额	贡献率(%)
人均非农经营/劳动收入占人均收入的比重	. 0999	19. 2
住户人均金融资产	. 0909	17. 5
有收入者的平均受教育年数	. 0833	16. 0
住户人口数	. 0621	11. 9
阶层变量	. 0548	10. 5
地区变量	. 0435	8. 4
有效的有非农收入者比重	. 0267	5. 1
住户人均生产投资	. 0149	2. 9
住户失业人口比重	. 0063	1. 2
住户老少人口比重	. 0053	1. 0
有效的有收入者人数	. 0016	. 3
合计	. 4894	94. 2
残差	. 0303	5. 8
总计	. 5197	100. 0

机制的不平等效应。第 3 组变量也混合地体现着市场化机制与非市场化机制的不平等效应,但以市场化机制的不平等效应为主。在第 4 组变量中,住户人均生产性投资是体现市场化机制效应的变量;住户失业人口比重可能体现了两种机制的混合效应,因为至少在城镇户籍人员中,有一部分人属于制度性失业(即公有制企业改革的结果),不过,十多年已经过去了,因为公有制企业改制而失业的人很多已经不再继续属于劳动年龄人口范畴,换句话说,2007 年调查时处于失业状态的人员中,多数应当不属于制度性失业者,而是在劳动力市场竞争中暂时失败的人。住户老少人口比重与市场化问题无关,有效的有收入者包括在业人员和有离退休收入的离退休人员,其人数差异对住户收入不平等的影响也是两类机制的混合效应的体现,不过该变量对总体不平等的贡献份额很小,基本可以忽略不计。

进而言之,在表 5 所涉及的诸多变量中,主要体现市场化机制的不平等效应的变量,包括人均金融资产、平均受教育年数、人均生产投资,以及失业者比重这四个变量,它们的差异对总体收入不平等的贡献份额合计达到 37.6%。完全或基本与市场化机制无关的变量包括住户

人口数、住户老少人口比重,以及有收入者人数,它们的差异对总体收入不平等的贡献额合计为 13.2%。其余的变量则不同程度地混合体现着市场化机制,以及社会结构—制度性机制的不平等效应,它们的贡献合计占 43.7%。其中,人均非农收入比重的贡献率为 19.2%。根据前述表 2 的分析结果,“体制外”收入不平等的贡献将大大超过体制内不平等的贡献,当然,由于表 2 的分析以个人为单位,并未考虑到家庭其他成员的收入,因此可能低估“体制内”不平等,以及两种就业体制间的收入不平等的贡献,但考虑到“体制外”就业已经成为中国非农就业的绝对主体部分,有理由认为“体制外”非农收入内部不平等的贡献占了主要份额。这里我们不妨做最保守的估计,即将非农收入不平等的贡献平均分配给市场化机制与非市场化的结构—制度机制。住户人口中有非农收入者所占比重,也是一个混合着市场化因素与非市场化的制度性因素的变量,非农业户籍住户的劳动力自然是在非农产业就业,而农业户籍住户劳动力则需要通过自身努力获得在非农产业就业的机会,因此,这个变量的贡献也应当在两种不平等机制间分配(姑且也按照平均分配处理)。阶层变量和地区变量从深层次看同样具有混合性质,但从保守的考虑出发,不妨完全把它们视为反映结构—制度影响的非市场化机制的不平等效应。最后,表 5 的分析没有包含行业因素,一般而言,这是残差部分的主要成因,这里姑且把残差部分归属于行业因素的不平等效应,而且视之为结构—制度性质的不平等。如此,则在总体的不平等中,市场化机制的不平等效应所做贡献接近 50%,反映社会结构—制度问题的非市场化机制的贡献份额接近 37%,其余 13% 的份额主要属于住户的自然人口特征的贡献。

五、 简要结论和讨论

本文围绕中国现阶段收入高度不平等的事实,基于对现有相关理论和研究文献的梳理,针对现有收入不平等格局的形成机制,尝试建构一个统一的分析框架,并提出一个基本研究假设和四个操作性假设,利用 CHNS 和 CGSS·2008 的调查数据,运用各种分析工具,对这些假设进行了检验,并得到了一些重要的发现和结果。总的来说,4 个操作性假设都在不同程度上得到了数据的支持,从而对基本研究假设也提

供了肯定性的支持。

城乡分组的泰尔 T 指数分解分析结果显示,由于近年来中国城镇和农村内部收入不平等都在上升,城乡间不平等对总体不平等的贡献大致存在下降趋势;相应地,城镇内部和农村内部的不平等对总体不平等的贡献是巨大的,决定性的;尤其是农村内部的不平等,在大多数年份对总体不平等做出了一半以上的贡献,当然,这种贡献总体上也存在一种下降趋势,而城镇内部不平等的贡献则呈现上升趋势。

基于泰尔 T 指数对“体制内”与“体制外”非农从业人员的收入不平等分组分析结果同样表明,“体制外”从业人员的收入不平等对总体不平等的贡献远远大于“体制内”收入不平等的贡献,而“体制内”收入不平等的贡献又远远大于两种体制之间的收入不平等的贡献。我们还注意到,非农从业人员的收入不平等在 20 年间呈现出一种比较明显的 U 型变化趋势,这一结果尤其不容小视,因为随着中国工业化和城市化进程快速推进,非农从业人员比重将越来越高。另外,目前中国社会舆论对国有垄断行业职工收入过高、认定其是导致全社会收入不平等过大的主因的批评之声甚巨,然而我们的数据分析结果表明这种说法并不严谨。因为整体收入不平等不仅受收入集中程度影响,也受不同收入水平的人口群体规模的影响。垄断行业职工规模在全部非农就业人员中所占比重,应当不会超过城镇国有和集体单位职工的相应比重,因此以他们的人口规模,他们的收入水平与其他行业就业人员收入水平的差距不可能成为总体收入不平等的主要形成因素,何况在 CGSS·2008 的调查数据中,“体制内”从业人员所占比重为 23.5%,已经大大超过了官方统计中城镇国有单位和集体单位在岗职工占全社会就业人员的比重,也就是说,他们在 CGSS·2008 中的样本已经被过分代表了。当然,这样说并不是为国有垄断行业职工高收入辩护,毕竟在本文所研究的多数年份里,“体制内”与“体制外”的组间收入差距对总体收入不平等做出了正的贡献;但需要警惕的一种倾向是,把这种不平等作为替罪羊,掩盖其他因素造成的不平等。

基于基尼系数对收入来源不平等的分解分析结果显示,工资性收入的贡献始终是最大的,这一点可以理解,因为对于绝大多数城镇住户来说,工资性收入是家庭收入的最主要来源;对于大多数农村住户来说,工资性收入的比重也不断上升,目前也占到了农户人均纯收入的一半左右。更重要的是,除了工资以外的其他收入来源与市场化的关系

越是密切,其对收入不平等的影响就越大;而工资性收入本身,也应当在很大程度上具有市场化性质。

半对数线性回归分析和基于半对数线性回归的夏普里值分解分析,综合地反映了影响中国收入分配的一个基本机制,这就是中国现阶段的收入不平等主要来源于市场化机制的不平等效应。夏普里值分解分析测量了各种反映住户禀赋特征的因素对总体收入不平等的贡献大小。根据分析结果,综合地看,市场化机制的不平等效应对总体不平等的贡献份额至少可达50%,与社会结构—制度问题相关的非市场化机制的不平等效应所做贡献接近37%。当然,本研究依据的数据并未完全反映中国的实际不平等,因为各种灰色收入信息都无法通过入户调查收集,而灰色收入不管是通过权力寻租的方式产生,还是通过其他方式(如偷逃税等)产生,大抵都与原则上合法的市场化收入无关,因而可以预期,一旦把灰色收入信息收集起来,非市场化机制的不平等效应对总体不平等的贡献份额会有较大幅度的提升,不过其最终可能仍然难以超过市场化机制的不平等效应的贡献,因为这种收入的获得者在总人口中所占比重会是比较小的。

应当着重指出的是,本研究对不平等的综合性分析,仍然存在若干不足。首先,作为分析基础的调查对住户全体从业人员的信息收集不完备,因此,本研究不能把从业/就业的体制区隔和行业区隔纳入模型,从而未能有效地把它们的不平等效应识别出来。其次,对导致收入不平等的混合效应的分析,仍然缺乏足够的确定性,目前所做的估计只有一些间接的和经验观察性的依据,而没有直接的实证性证据。再次,即使我们努力识别出市场化机制和非市场化机制的不平等效应,但这可能并不意味着这些机制在现实中是单独地起作用的,不仅一些因素的混合效应可能包含着两类机制的共同效应,而且它们可能还会相互推动。要解决这些问题,既需要改进调查设计,也需要对数据进行更深入的挖掘,并且需要在方法上进行创新,还需要深入探讨各种机制背后的社会—政治机理。

尽管存在这样那样的问题,但本研究的主要发现仍然具有重要的理论和政策意涵。最重要的是,这些发现与现有的一些关于收入不平等变化的理论学说或假说(例如库兹涅茨倒U型假说)相背离。库兹涅茨假说是基于对西方发达国家第二次世界大战前50年收入不平等变动历程的研究提出来的(Kuznets, 1955),而中国也已快速发展30多

年,按照库兹涅茨理论,中国收入分配的变动趋势应当开始出现倒 U 型拐点,但现实是,目前还没有出现这种拐点的迹象,从某些角度分析,甚至存在 U 型变动趋势,1996 年前后是这种 U 型变动趋势的拐点。这并非偶然。正是在这一时期,迈向市场逻辑的经济体制转轨,以及力度和范围前所未有的公有制企业改制,成为中国自改革开放以来强度最大、影响最深远的剧烈社会变革,经济的市场化程度前所未有地提高,收入不平等问题不可避免地加剧起来。

与此同时,一种新的、与以往迥然相异的机会结构和利益关系结构也在这种变革中形成,并且很快覆盖了整个社会。在这种机会结构和利益关系结构中,各种强势社会群体和阶层占据了有利位置,获得了更多机会,能够更好地利用市场获得更大收益。例如,作者在一项经验研究中发现,正是从 1996 年前后起,新兴私营企业主阶层的新增成员中,来自其他优势阶层的人与来自底层社会的人在比例上发生了根本性的倒转,前者从此前不到 1/3 迅速上升到超过 3/4,而后者则从此前的 50% 多下降为不到 1/4 (陈光金 2005)。

在一个相当长的时期里偏好效率和经济增长的制度和公共政策安排,或者与优势阶层的强势利益诉求相配合而不能有效克制这种强势诉求对其他社会阶层利益造成的不利影响,或者支离破碎、软弱无力而不能支撑弱势阶层获得发展机会、分享改革发展成果,以及获得基本社会保障,因此在某种意义上强化了这种机会结构和利益关系结构。一个突出的表现是,迄今为止,相关公共政策在调整收入不平等方面的作用很不理想。换句话说,现阶段中国收入不平等的形成机理中,不仅有着市场化机制和非市场化机制的混合效应,而且市场化机制的不平等效应有其特定的制度—结构基础,而制度—结构性机制的不平等效应中也渗透着市场化机制的影响。结果,一些在类似库兹涅茨假说这样的理论看来理应减少不平等的因素和机制难以发挥作用。

库兹涅茨假说就是这样失效的。不过,库兹涅茨本人对收入不平等的倒 U 型变化趋势的理解与后人的理解是不同的:后人只是看到了市场发展和工业化的“积极”作用,而他本人则还看到西方发达国家收入不平等出现倒 U 型变化背后指向社会公平的社会哲学,以及相关公共政策的影响(库兹涅茨 1996/1989);一旦这样的社会哲学和相关公共政策被放弃,收入不平等就必将扩大,这是 20 世纪 60 年代末期以来西方发达国家的收入不平等出现大 U 型转变的关键。因此,最近 20

年来中国收入不平等的变化,验证了卡尔·波兰尼(2007)的论断:当市场过度强势以致对社会产生破坏性影响时,我们就要保卫社会。

参考文献:

- 白雪梅 2004,《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》第6期。
- 北京师范大学经济与资源管理研究所 2005,《2005 中国市场经济发展报告》,北京:商务印书馆。
- 陈光金 2005,《从精英循环到精英复制——中国私营企业主阶层形成的主体机制的演变》,《学习与探索》第1期。
- 2010,《中国收入不平等的内部结构及其演变》,《江苏社会科学》第5期。
- 陈志武 2006,《国有制和政府管制真的能促进平衡发展吗?——收入机会的政治经济学》,《经济观察报》1月2日。
- 陈宗胜、周云波 2001,《非法非正常收入对居民收入差别的影响及其经济学解释》,《经济研究》第4期。
- 崔友平、李凯 2009,《行政垄断造成行业收入差距过大的机理分析及治理对策》,《山东经济》第2期。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 2006,《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006 年报告》北京:经济科学出版社。
- 傅玲、刘桂斌 2008,《解决收入两极分化的途径探讨》,《统计与决策》第13期。
- 管晓明、李云娥 2007,《行业垄断的收入分配效应——对城镇垄断部门的实证分析》,《中央财经大学学报》第3期。
- 何伟 2006,《资源分配不公决定收入分配不公——再论公平与分配不能联姻》,《中国流通经济》第7期。
- 胡代光 2004,《剖析新自由主义及其实施的后果》,《当代经济研究》第2期。
- 江国成 2009,《国家发改委:我国社会主义市场经济体制初步建立》,新华网,10月5日。
- 江苏省统计局 2007,《江苏城镇职工劳动报酬分配状况探析》,中国统计信息网,10-17。
- 金玉国 2001,《行业工资水平与垄断程度的 Granger 因果关系分析》,《江苏统计》第8期。
- 库兹涅茨,西蒙 1996/1989,《现代经济增长》,戴睿、易诚译,北京:北京经济学院出版社。
- 赖德胜 2001,《教育与收入分配》,北京:北京师范大学出版社。
- 李春玲 2003,《文化水平如何影响人们的经济收入——对目前教育的经济收益率的考察》,《社会学研究》第3期。
- 2004,《断裂还是碎片——当代中国社会阶层分化趋势的实证分析》,北京:社会科学文献出版社。
- 李实、丁赛 2003,《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期。
- 李实、罗楚亮 2007a,《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)第2期。
- 2007b,《收入差距与社会公平》,中国改革研究院(海南)《2007 年中国改革评估报告》。
- 李实、张平、魏众、仲济根等 2000,《中国居民收入分配实证分析》,北京:社会科学文献出版社。

版社。

李学灵、张尚豪 2006,《安徽省农村居民收入差距的测度与分解》,《农村经济与科技》第17卷,第12期。

林毅夫、蔡昉、李周,1998,《中国经济转型时期的地区差距分析》,《经济研究》第6期。

林幼平、张澍 2001,《20世纪90年代以来中国收入分配问题研究综述》,《经济评论》第4期。

刘欣 2005,《当前中国社会阶层分化的多元动力基础——一种权力衍生论的解释》,《中国社会科学》第4期。

卢嘉瑞 2002,《收入差距与两极分化》,《河北经贸大学学报》第3期。

陆学艺主编 2001,《当代中国社会阶层研究报告》,北京:社会科学文献出版社。

吕杰、张广胜 2005,《农村居民收入不均等分解:基于辽宁农户数据的实证分析》,《中国农业大学学报》第10卷,第4期。

马广奇 2000,《中国经济市场化进程的分析与度量》,《求实》第10期。

波兰尼、卡尔 2007,《大转型:我们时代的政治与经济起源》,冯钢、刘阳译,杭州:浙江人民出版社。

孙立平 2008,《社会转型:发展社会学的新议题》,《开放时代》第2期。

谭芝灵 2006,《试论贫富两极分化的本质、特征以及我国的贫富分化问题》,《生产力研究》第1期。

田士超、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。

万广华 2006,《经济发展与收入不平等:方法和证据》,上海:上海三联书店、上海人民出版社。

—— 2008,《不平等的度量与分解》,《经济学(季刊)》第8卷,第1期。

万广华、张藕香、伏润民 2008,《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》第3期。

王烜、汪三贵 2006,《教育对中国农村地区收入差距的影响分析》,《农业技术经济》第2期。

王红涛 2009,《中国城乡收入差距分析——基于泰尔指数的分解》,《经济论坛》第12期。

王洪亮、徐翔 2006,《城乡不平等孰甚:地区间抑或城乡间?》,《管理世界》第11期。

王小鲁 2007,《中国的灰色收入与居民收入分配差距》,《中国改革》第7期。

辛翔飞、秦富、王秀清 2008,《中西部地区农户收入及其差异的影响因素分析》,《中国农村经济》第2期。

徐现祥、王海港 2008,《我国初次分配中的两极分化及成因》,《经济研究》第2期。

杨圣明 2005,《论收入分配中的两极分化问题》,《消费经济》第21卷,第6期。

杨天宇 2009,《中国居民收入再分配过程中的“逆向转移”问题研究》,《统计研究》第26卷,第4期。

岳昌君 2004,《教育对个人收入差异的影响》,《经济学(季刊)》第3卷增刊。

张奎、王祖祥 2009,《收入不平等与两极分化的估算与控制——以上海城镇为例》,《统计研究》第26卷,第8期。

周业安 2004,《市场化、经济结构变迁和政府经济结构政策转型——中国经验》,《管理世界》第5期。

- Chiswick, B. 1971, "Earnings Inequality and Economic Development." *Quarterly Journal of Economics* 85.
- Crompton, Rosemary 2008 *Class and Stratification*. London: Polity Press.
- Deng, Quheng & Shi Li 2009, "What Lies behind Rising Earnings Inequality in Urban China? Regression-based Decompositions." *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series* 021.
- Kuznets, Simon 1955, "Economic Growth and Income Inequality." *American Economic Review* 45 (1).
- Li Haizheng 2003, "Economic Transition and Returns to Education in China." *Economics of Education Review* 22.
- Millimet, Daniel L. & Le Wang 2006, "A Distributional Analysis of the Gender Earnings Gap in Urban China." *Contributions to Economic Analysis and Policy* 5(1).
- Nielsen, François & Arthur S. Alderson 1997, "The Kuznets Curve and the Great U-Turn: Income Inequality in U. S. Counties, 1970 to 1990." *American Sociological Review* 62(1).
- Tinbergen, J. 1972, "The Impact of Education on Distribution." *Review of Income and Wealth* 16 (2).
- Wan, Guanghua 2002, "Regression-based Inequality Decomposition: Pitfalls and a Solution Procedure." Discussion Paper No. 2002/101, *World Institute for Development Economics Research*. United Nations University.
- 2004, "Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression Based Approach." *Journal of Comparative Economics* 32(2).
- Zhao, Wei & Xueguang Zhou 2002, "Institutional Transformation and Returns to Education in Urban China: An Empirical Assessment." *Research in Social Stratification and Mobility* 19.
- Zhou, Xueguang 2000, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China." *American Journal of Sociology* 105.

作者单位:中国社会科学院社会学研究所
责任编辑:张宛丽