

# 独善其身还是兼济天下?

——中国居民再分配偏好的实证研究

潘春阳 何立新\*

摘要:再分配偏好的提高反映出民众对当前收入分配状况的不满,本文致力于从“个人利益”和“分配公平”两个角度对中国居民的再分配偏好进行解释。根据 Roemer 的理论,本文从“成功可控性”的角度构造了反映居民分配公平观念的变量,并采用中国综合社会调查(2006)的微观调查数据和 Ordered Probit 模型,研究发现,“个人利益论”和“分配公平论”在中国都能得到实证支持,即中国居民的再分配偏好不但存在对自身利益的考虑,也有显著的追求分配公平的动机;同时,性别和受教育程度也是影响居民再分配偏好的因素。进一步分析表明上述结论具有良好的稳健性。总之,确保机会均等、维护分配公平对于降低居民再分配偏好具有十分重要的现实意义。

关键词:再分配偏好 分配公平 有序选择模型

## 一、引言

再分配偏好(Preference for Redistribution)是指民众对收入再分配的支持力度,是反映民众对社会收入差距容忍程度的一个指标,再分配偏好的提高反映出民众对当前收入分配状况的不满。从20世纪80年代末以来,中国居民间、城乡间、地区间的收入差距持续扩大(世界银行 2003; Ravallion and Chen 2007; Sicular et al. 2007; Benjamin et al. 2010),这一现象引起了民众的高度关注。

据调查,2000年和2001年认同“贫富悬殊是影响当地社会稳定的主要因素”的城市居民分别占71.6%和64.5%;2000年和2005年认同“收入差距是我国前四位严重的问题”的领导干部分别占47.7%和75.6%;2005年,91%的被调查者关注收入差距扩大和社会分配不公问题。从2008年到2010年,“贫富分化”也一直是城镇居民关注的八大社会问题之一(汝信等 2001-2011)。

同时,收入差距过大基本成为民众的共识(胡联合、胡鞍钢 2007; 陆学艺 2010)。据调查,2001年认为当前收入差距拉大“勉强可以接受”或“完全可以接受”的被调查者只占19.7%,而其余80.3%则“完全不能接受”或持消极或中性态度(汝信等 2002)。2001年,高达71.6%的被调查者认为“收入差距太大”(李春玲 2006)。2004年,70%以上的居民认为全国范围内的收入差距“有些大”或“太大”(怀默霆 2009)。

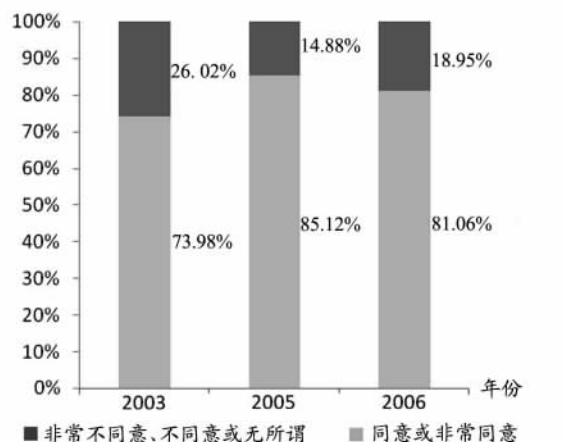
不少理论和实证研究发现,中国收入差距的持续扩大导致了一系列经济社会后果,诸如居民消费不振(袁志刚、朱国林 2002; 朱国林等 2002)、犯罪率提高(胡联合等 2005)、相对剥夺感的上升(郭星华 2001; Brockmann et al. 2008)和主观幸福感的下降(田国强、杨立岩 2006; 何立新、潘春阳 2011)。

可见,民众心态和学者研究都指向一点——中国居民的再分配偏好已经达到了较高水平。根据中国综合社会调查(CGSS)的数据可以发现,2003年、2005年和2006年“同意”和“非常同意”收入再分配的居民分别达到74%、

\* 潘春阳,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:alexpanchunyang@gmail.com;何立新,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:lixinhe@fudan.edu.cn。

本文得到2010年中法“蔡元培”交流合作项目及国家留学基金的研究资助,数据使用方面得到中国综合社会调查(CGSS)项目组的支持,在此一并致谢。同时,感谢匿名审稿专家的宝贵意见,感谢上海财经大学蔡江南教授对本文的指导和建议。当然文责自负。

85%和81%(见图1)。那么,是什么因素影响了中国居民的再分配偏好?这一问题引起了我们的关注。



数据来源:根据2003年、2005年和2006年中国综合社会调查数据整理。

图1 2003年、2005年和2006年中国居民再分配偏好

长期以来,学者们对再分配偏好的决定因素展开了深入而广泛的研究,基本可以分为两大观点:一是“个人利益论”,二是“分配公平论”。<sup>①</sup>持“个人利益论”者认为:居民支持再分配是因为有利可图(即“独善其身”)。一方面,社会上的穷人等弱势群体有激励支持“劫富济贫”;另一方面,在给定当前收入的情况下,对未来收入的悲观预期也会提高再分配偏好。显然,“个人利益论”仍然囿于经济学“理性人假说”的传统框架,对再分配偏好作出解释。而持“分配公平论”者则认为,居民支持再分配是出于对社会收入分配公平的追求(即“兼济天下”)。那么,上述两大理论能否得到中国的经验支持,是本文需要回答的问题;同时,如何构造反映社会分配公平的变量也是本文关注的焦点。

再分配偏好体现了民众对收入差距的主观判断。政府和学界往往根据基尼系数等客观指标判断收入差距的大小,但事实上,对收入差距的估算难以避免统计偏差<sup>②</sup>;同时,绝大多数民众并不了解有关收入差距的研究文献,但这些都妨碍他们对收入差距进行主观判断,因而再分配偏好体现了“民心所向”,值得政府高度关注。总之,探索再分配偏好的决定因素对于改善居民对收入差距的态度、提高居民幸福感都具有十分重要的政策含义。

本文接下来的安排如下:第二部分根据相关文献,重点分析了“个人利益论”和“分配公平论”及其内在机制;第三部分介绍本文利用的数据和计量方法,并构造了相关变量;第四部分进行实证分析,重点关注“分配公平论”在中国的适用性;最后总结全文。

## 二、再分配偏好的决定因素:基于文献的分析

### (一)个人利益论

持“个人利益论”者认为居民支持再分配是因为有利可图。在现实社会中,多数穷人支持再分配而多数富人反对再分配便是明证。Meltzer和Richards(1981)建立了一个经典的静态政治经济学模型(MR模型)对选民的再分配偏好进行了刻画。在线性所得税和一次性转移支付的假设下,他们发现生产效率越低的选民具有越高的再分配偏好。Ravallion和Lokshin(2000)利用1996年俄罗斯微观调查数据发现,受教育程度较低者、担心失业者、农村居民、妇女和老年人这些“弱势群体”都会倾向于较强的再分配偏好。Alesina和La Ferrara(2005)以及Alesina和Giuliano(2009)等实证研究都验证了收入水平与再分配偏好呈负相关。Isaksson和Lindskog(2009)进一步发现相对收入越高的居民再分配偏好较低。

但是,上述理论无法解释现实中一些穷人反对再分配而一些富人支持再分配的现象,于是学者进一步引入预期机制从动态的角度进行解释。他们认为,如果穷人预期自己能够成为富人,那么他便有激励反对“劫

<sup>①</sup>详见本文第二部分。

<sup>②</sup>这些统计偏差主要来源于富人样本量偏低、居民低报收入倾向、难以获得“灰色收入”以及忽略社会保障等非现金收益等原因。

富济贫”。Hirschman(1973)提出“隧道效应”,强调乐观的收入预期能够提高居民对收入差距的容忍程度<sup>①</sup>。Benabou和Ok(2001)将收入流动性和未来收入预期引入MR模型,从而将其动态化,他们发现收入地位向上流动的预期(prospect of upward mobility,POUM)能够降低居民的再分配偏好。

上述结论被称为“POUM假说”,成为后人实证研究的焦点。Ravallion和Lokshin(2000)对俄罗斯居民的研究发现,预期收入下降的居民具有较高的再分配偏好,且这一效应对富裕阶层尤为显著。Alesina和La Ferrara(2005)对美国收入动态纵贯调查(Panel Study of Income Dynamics,PSID)和综合社会调查(General Social Survey,GSS)1978-1991年的数据进行匹配,构造了更为客观的衡量未来收入预期的指标,发现这一指标与再分配偏好负相关。Alesina和Giuliano(2009)利用美国GSS1972-2004年的数据,发现收入向上流动的预期能够降低再分配偏好,从而也验证了“POUM假说”。

## (二)分配公平论

显然,“个人利益论”仍然囿于经济学“理性人假说”的传统框架对再分配偏好做出解释,而持“分配公平论”者则强调居民支持再分配是出于对社会分配公平的追求。但是学者对“分配公平”的理解存在一定差异。平均主义者(egalitarianism)往往强调个人在收入、福利和健康等方面的结果均等,但这容易对人们创造和节约财富产生负面激励,从而导致效率损失。更多的学者(Rawls,1971;Dworkins,1981a,1981b;Sen,1985;Cohen,1989;Arneson,1989)则认为:结果均等与否并不重要,判断社会分配公平的标准主要在于个人拥有均等的获取结果(如收入、福利和健康等)的机会,即机会均等。Roemer(1998,2002,2003)进一步将决定个人结果的因素区分为两大类:主观可控的“努力”(如工作努力程度和责任感)和主观不可控的“环境”(如天赋和家庭背景),并认为分配公平的实质在于:给定个人的“努力”程度,“环境”因素并不能影响个人对其结果的预期。事实上,还有不少因素介于人为“可控”和“不可控”之间,例如个人的受教育水平、社会关系等。与很多文献一致,本文正是循着这一思路来构造反映社会分配公平的变量。

在支持“分配公平论”的研究中,Fong、Bowles和Gintis(2006)强调人们支持福利国家及其再分配政策是因为人具有互惠主义精神,即人们主观上更愿意帮助穷人,但当发现穷人存在欺骗或不够努力导致合作失败时,人们才会停止援助的行为。Alesina和Angeletos(2005)将社会信念(social belief)引入模型,刻画了再分配政策的多重均衡。他们发现,如果民众普遍认为努力和才能决定了个人财富,那么再分配偏好便会降低,并支持“低税收-低福利”政策(如美国);反之,如果人们普遍认为机遇、出身、寻租能力决定个人财富,那么再分配偏好便会提高,并会选择“高税收-高福利”政策(如欧洲),这将导致效率损失,进而使得这一不良信念得以自我维持(self-sustained)。这一模型揭示了不同的信念对再分配偏好的影响。

在实证研究方面,Fong(2001)利用1998年Gallup对美国成年人的调查发现,那些认可“运气决定收入”的居民再分配偏好较高,而认可“美国机会较多”的居民再分配偏好较低,同时,那些用以刻画个人利益的解释变量则对再分配偏好没有影响;Alesina和La Ferrara(2005)发现那些认可“美国社会机会均等”的居民再分配偏好较低。Alesina和Giuliano(2009)利用美国GSS数据发现,认可“运气相比努力对获得成功更为重要”的居民再分配偏好较高。Fong、Bowles和Gintis(2006)进一步区分了各种成功来源的信念对再分配偏好的影响,发现认可“成功取决于努力工作和承担风险”的居民再分配偏好较低,认为成功取决于性别、种族、社会关系和欺诈等因素的居民再分配偏好较高。类似地,Isaksson和Lindskog(2009)利用25个国家的数据也发现认可“努力有回报”的居民再分配偏好较低,认可“家庭背景对成功重要”的居民再分配偏好较高,而认可“才智与技能有回报”的居民再分配偏好居中。

需要指出的是,除了上述两大类因素之外,影响居民再分配偏好的因素极为广泛,而且各国之间的差异也十分明显。Alesina和Giuliano(2009)对再分配偏好的决定因素进行了系统的综述,认为个人阅历、社会文化和习俗、价值观念的灌输、父母的鼓励和教导、家庭结构和组织、公平观念、从众心理是七种影响再分配偏好的基础因素,他们进一步利用世界价值观调查(World Value Survey,WVS)和GSS的数据对美国和其他80个国家展开实证,发现再分配偏好不但取决于年龄、性别、种族和社会经济地位等个人特征,而且也是历史、

<sup>①</sup>Hirschman(1973)认为,乐观的收入预期能够提高居民对收入差距的容忍度,正如人们在拥堵的两车道隧道中发现旁边车道的车辆开始向前移动,尽管自己所处的车道还处于拥堵状态,但仍能产生愉悦感,因为产生了摆脱拥堵的乐观预期。但他随即指出,如果在一段时间后人们发现仅仅是旁边车道疏通了,自己的车道依然拥堵,那么乐观预期就会消失,取而代之的是不满、愤怒甚至违规变道的行为。

文化、政治意识形态和公平观念的产物。

针对中国居民再分配偏好的研究还十分罕见。根据获得的资料,仅有马明德和陈福平(2010)进行了实证,他们发现,收入、社会流动性、收入公平性<sup>①</sup>以及中国社会转型的一些特征是影响再分配偏好的重要因素。

### 三、数据、变量与方法

#### (一)数据来源

本文数据主要来源于2006年中国综合社会调查(CGSS)<sup>②</sup>,CGSS(2006)调查采用分层的四阶段不等概率抽样:区(县)、街道(镇)、居委会、住户和居民,其中区(县)、街道(镇)、居委会(村)三级已依据2000年“第五次全国人口普查资料”完成,对全国28个省市抽取10 000个家庭户进行了入户调查。

根据CGSS(2006)我们获得了被调查者个人及其家庭的相关信息,在删除若干异常样本点后<sup>③</sup>,最终形成有效样本容量为7 590。

#### (二)变量释义

##### 1. 被解释变量:再分配偏好

再分配偏好是本研究的被解释变量。CGSS(2006)问卷设计如下:“应该从有钱人那里增收更多的税来帮助穷人”,要求被调查者提供对这一观点的同意程度。“非常同意=4”、“同意=3”、“不同意=2”和“非常不同意=1”,显然,同意程度越高者具有越高的再分配偏好,该变量频率统计如表1所示。

表1 居民再分配偏好频率统计

再分配偏好	频数(个)	频率(%)
非常不同意	239	2.73
不同意	1 422	16.22
同意	4 448	50.73
非常同意	2 659	30.33
合计	8 768	100

数据来源:根据CGSS(2006)计算整理。

##### 2. 有关个人利益的变量

我们采用“等价规模收入”、“相对社会经济地位”和“社会经济地位流动预期”三个变量来检验“个人利益论”对中国的适用性。

等价规模收入:根据CGSS(2006),我们用2005年被调查者家庭的全部纯收入除以家庭人口的平方根,得到按家庭人口调整后的家庭等价规模收入<sup>④</sup>,并取对数,以检验被调查者的绝对收入水平对其再分配偏好的影响。<sup>⑤</sup>

相对社会经济地位:CGSS(2006)问卷设计如下:“您的社会经济地位属于?”,要求被调查者选择“上层=5”、“中上层=4”、“中层=3”、“中下层=2”、“下层=1”,这一问题从静态和横向比较的角度衡量了被调查者的相对社会经济地位。可以发现,相对社会经济地位与等价规模收入呈显著正相关,这符合常理,我们将这两个变量同时作为解释变量,是为了探索再分配偏好究竟是来源于绝对收入水平还是相对社会经济地位。

社会经济地位流动预期:CGSS(2006)问卷设计如下:“三年后您本人的社会经济地位会发生什么变化?”,要求被调查者选择“将会上升”、“差不多”、“将会下降”,这一问题从动态和纵向比较的角度衡量了被调查者对未来社会经济地位预期。本文采用虚拟变量进行刻画,令“将会下降”=1,“将会上升”或“差不多”=0。

<sup>①</sup>文中对“收入公平性”的描述来源于以下调查:“现在有的人赚钱多,有的人赚钱少,但这是公平的”,并要求被调查者回答对上述观点的同意程度。

<sup>②</sup>该数据来源于中国国家自然科学基金资助之《中国综合社会调查(CGSS)》项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行,项目主持人为李路路教授和边燕杰教授。作者感谢上述机构及其人员提供数据协助,本文内容由作者自行负责。

<sup>③</sup>我们删除了家庭年收入异常偏高和偏低的样本点,占总样本容量的0.1%。

<sup>④</sup>关于“等价规模收入(Equivalence Scales)”的详细讨论可以参考Buhmann等(1998)和Figini(1998)等文献。

<sup>⑤</sup>同时,本文也尝试采用“家庭人均收入”以代替“等价规模收入”来衡量居民的绝对收入水平,但回归结果中,变量的系数方向和显著性都没有变化。限于篇幅,具体结果留存备索。

多”=0 我们利用这一变量检验“POUM 假说”在中国的适用性。

### 3. 有关分配公平的变量

分配公平的实质在于机会均等,即结果仅仅取决于个人主观能够控制的因素。由于存在一些因素介于完全可控和完全不可控之间,因而本文分别构造了“不可控因素决定成功”、“半可控因素决定成功”和“可控因素决定成功”三个反映个人分配公平观念的变量来检验“分配公平论”对中国的适用性。

根据 CGSS(2006) 问卷设计:“在您看来,家境富裕/父母教育程度高/自己受过良好教育/年龄/天资和容貌/性别/出生在好地方/个人的聪明才智/有进取心和事业心/努力工作/社会关系多/认识有权的人/政治表现/命运对一个人获得事业成功的重要性如何”,要求被调查者分别对上述 14 个问题选择“具有决定性作用=5”、“非常重要=4”、“比较重要=3”、“不太重要=2”、“一点都不重要=1”。我们进一步将上述 14 个因素分成三类:

第一类为个人难以控制的因素:家境富裕、父母教育程度高、年龄、天资和容貌、性别、出生在好地方、命运。对这 7 个问题,设被调查者得分分别是  $x_1 - x_7$ , 变量“不可控因素决定成功(*sucs\_unctrl*)”设计如下:
$$sucs\_unctrl = \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 x_i$$
(对得分加总后除以常数是为了使得变量具有相同的取值范围,即在 1~5 之间,下同);

第二类为个人在一定程度上可以控制的因素:自己受过良好教育、个人的聪明才智、社会关系多、认识有权的人。对这 4 个问题,设被调查者得分分别是  $y_1 - y_4$ , 变量“半可控因素决定成功(*sucs\_semictrl*)”设计如下:
$$sucs\_semictrl = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 y_i$$

第三类为个人可控性较强的因素:有进取心和事业心、努力工作、政治表现。对这 3 个问题,设被调查者得分分别是  $z_1 - z_3$ , 变量“可控因素决定成功(*sucs\_ctrl*)”设计如下:
$$sucs\_ctrl = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 z_i$$
①

如果“社会公平论”在中国成立,那么我们至少可以推断:认同“不可控因素决定成功”的居民,即认为社会分配不公平的居民将具有较高的再分配偏好;而认同“可控因素决定成功”的居民,即认为社会分配公平的居民将具有较低的再分配偏好。

### 4. 其他控制变量

为了尽量消除变量遗漏带来的估计偏差,本文还引入了其他相关的控制变量,如性别、年龄、教育程度(初中及以下、高中或技校、大专及以上)、婚姻状况(已婚、离婚或丧偶、单身)、工作状态(离退休、下岗失业、其他)、健康程度(非常不满意=1,不满意=2,满意=3,非常满意=4)、政治身份(是否中共党员)和户口(城镇或农村)以及微观调查数据所涉及的 28 个省份的虚拟变量。上述变量的基本统计量如表 2 所示。

表 2 基本统计量

个体级别变量		平均值	标准差	最小值	最大值
再分配偏好		3.098	0.744	1	4
不可控因素决定成功		3.046	0.617	1	5
半可控因素决定成功		3.792	0.595	1.250	5
可控因素决定成功		3.710	0.622	1	5
等价规模收入对数		9.147	0.954	6.215	12.889
相对社会经济地位		1.973	0.913	1	5
年龄		46.734	13.179	22	74
健康程度		2.926	0.686	1	4
分类变量		比例		组别	
社会经济地位流动预期	向下	0.055		基准组	
	向上或不变	0.945			
性别	男	0.464		基准组	
	女	0.536			
受教育水平	初中及以下	0.662		基准组	
	高中和中专	0.225			
	大专及以上	0.113			

①值得指出的是,上述 14 个决定事业成功因素的个人可控性强弱可能存在一些争议,例如“个人聪明才智”可能属于不可控因素,而“有进取心和事业心”则可能属于半可控因素等等,因而本文的分类并不是唯一的。但是,即便改变这两个因素的分类或直接去除,回归系数的方向和显著性都没有发生变化,因而本文只根据上述分类汇报了统计结果。

续表 2

基本统计量

分类变量		比例	组别
婚姻状况	已婚	0.834	基准组
	单身	0.110	
	离婚或丧偶	0.055	
工作状况	离退休	0.122	基准组
	下岗失业	0.067	
	其他	0.811	
中共党员	是	0.090	基准组
	否	0.910	
户口	城镇	0.518	基准组
	农村	0.482	

### (三) 计量方法

本文的被解释变量再分配偏好是一个四项有序选择变量,由于有序变量相邻选项之间的距离存在不可比性,因而直接采用普通最小二乘法(OLS)有欠妥当,本文遵循 Fong(2001)、Isaksson 和 Lindskog(2009)等的处理方法,选择 Ordered Probit 有序选择模型进行估计。

Ordered Probit 模型最早由 Mckelvey 和 Zavoina(1975)发展起来,该模型假定存在一个能够代表被解释变量(再分配偏好  $RP$ )但又不能直接测量、隐含的连续潜在变量(这里称之为“潜在的再分配偏好” $RP^*$ ),并满足以下选择条件:当  $\mu_{j-1} < y^* < \mu_j$  时  $y = j (j = 1, 2, 3, 4)$ ,其中  $\mu_0 \sim \mu_4$  为阈值,且  $\mu_0 = -\infty, \mu_4 = +\infty, \mu_1, \mu_2, \mu_3$  为待估参数。因而设“潜在再分配偏好”的回归方程为:

$$RP_{is}^* = Fairness_{is}\beta_1 + Interest_{is}\beta_2 + Z_{is}\gamma_1 + Dum_s\gamma_2 + u_{is}$$

其中,下标为  $is$  的变量表示居住在  $s$  省(直辖市、自治区)的个体  $i$  的个人特征变量;  $Interest$  表示个人利益相关变量,  $Fairness$  表示公平观念相关变量,  $Z$  为个体级别的控制变量,  $Dum_s$  为省份虚拟变量,  $\beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2$  为待估矩阵,且误差项  $u$  服从标准正态分布  $N(0, 1)$ 。如果用  $\Phi(\cdot)$  代表标准正态分布的分布函数,那么我们可以得到再分配偏好  $RP$  的条件概率密度函数:

$$\Pr(RP = j | X) = \Pr(\mu_{j-1} < RP^* \leq \mu_j | X) = \Phi[\mu_j - f(X) | X] - \Phi[\mu_{j-1} - f(X) | X]$$

其中  $f(X) = Fairness_{is}\beta_1 + Interest_{is}\beta_2 + Z_{is}\gamma_1 + Dum_s\gamma_2$ 。上述密度函数为采用最大似然法(ML)估计参数奠定基础,不再赘述。

值得注意的是, Ferrer-i- Carbonell 和 Frijters(2004)发现,Ordered Probit 模型的 ML 和 OLS 在参数估计的方向和显著性上存在一致性,同时 OLS 更加直观并方便解释,因而不少研究直接采用 OLS 处理有序选择变量模型。实际上,如果承认潜在变量的存在性,那么从上述潜在变量回归方程可以看出,Ordered Probit 模型对待估系数的解释与简单线性回归模型中的解释是基本类似的(Powers and Xie 2008)。

## 四、实证分析

### (一) 估计结果

表 3 给出了计量模型的估计结果,其中,模型(1)和(3)分别汇报了 Ordered Probit 模型在有无省份虚拟变量下的极大似然估计;模型(2)和(4)还汇报了相应的 OLS 估计,其与模型(1)和(3)的估计结果一致,根据基准模型(3)的估计结果,我们至少可以发现以下几条规律:

第一,中国居民的再分配偏好中存在追求分配公平的动机。越认可“不可控因素决定成功”和“半可控因素决定成功”的居民再分配偏好越高,同时,越认可“可控因素决定成功”的居民再分配偏好越低,因而“分配公平论”在中国是成立的。

第二,相对社会经济地位能够显著影响中国居民的再分配偏好。认为自身相对社会经济地位越低的居民具有越高的再分配偏好,而绝对收入水平(等价规模收入)对再分配偏好并没有显著的解释力,这很可能是因为中国居民对“个人利益”高低的判断并非源自绝对收入的多寡,而是源于对社会经济地位的横向比较。

第三,对未来社会经济地位的预期也是影响中国居民再分配偏好的重要因素。认为自身社会经济地位会向下流动的居民具有较高的再分配偏好,因而“POUM 假说”在中国是成立的。结合上一点,可以认为“个人利益论”在中国也基本成立。

根据控制变量的回归结果我们发现,在不同估计方法下,变量的系数方向和显著性保持一致。但在引入

省级虚拟变量后,一些变量(如“初中及以下”、“健康程度”和“户口”)的系数方向发生了转变,但仍不显著,由于省级虚拟变量进一步控制了地区级变量对模型的影响,因而模型(3)和(4)更准确地揭示了各变量对居民再分配偏好的作用。根据基准模型(3),男性和受教育程度较高者的再分配偏好较低,这很可能是因为这些群体在劳动力市场上具有更多的获取收入的机会,出于自身利益的考虑,降低了对收入再分配的支持力度。其他控制变量则皆不显著。

尽管本模型的核心解释变量(除等价规模收入)对再分配偏好具有较强的解释力,但模型整体的拟合优度并不高(伪 $R^2$ 或调整的 $R^2$ 都小于0.1),因而如何更全面地理解和解释中国居民的再分配偏好还有很大的研究空间。

表3 回归结果

被解释变量:再分配偏好	模型(1) Ordered Probit	模型(2) OLS	模型(3) Ordered Probit	模型(4) OLS
不可控因素决定成功	0.0831*** (0.023)	0.0558*** (0.015)	0.0722*** (0.024)	0.0487*** (0.015)
半可控因素决定成功	0.2607*** (0.027)	0.1658*** (0.018)	0.2143*** (0.028)	0.1310*** (0.018)
可控因素决定成功	-0.1194*** (0.024)	-0.0775*** (0.016)	-0.0923*** (0.025)	-0.0569*** (0.016)
等价规模收入对数	0.0113 (0.017)	0.0083 (0.011)	0.0035 (0.018)	0.0028 (0.012)
相对社会经济地位	-0.0869*** (0.015)	-0.0558*** (0.010)	-0.0745*** (0.016)	-0.0460*** (0.010)
社会经济地位流动预期:向下	0.1289*** (0.058)	0.0829*** (0.038)	0.0886* (0.059)	0.0570* (0.037)
性别:男	-0.0467* (0.026)	-0.0313* (0.017)	-0.0542** (0.027)	-0.0356** (0.017)
年龄	0.0010 (0.001)	0.0007 (0.001)	0.0010 (0.001)	0.0007 (0.001)
教育:初中及以下	-0.0271 (0.035)	-0.0166 (0.023)	0.0038 (0.035)	0.0046 (0.023)
教育:大专及以上学历	-0.0518 (0.048)	-0.0327 (0.032)	-0.0972** (0.049)	-0.0586* (0.032)
婚姻:已婚	0.0117 (0.057)	0.0062 (0.038)	0.0157 (0.057)	0.0082 (0.037)
婚姻:单身	0.1190 (0.075)	0.0750 (0.050)	0.1057 (0.076)	0.0658 (0.049)
工作:离退休	0.0854* (0.048)	0.0552* (0.032)	0.0192 (0.049)	0.0122 (0.032)
工作:下岗失业	-0.0082 (0.053)	-0.0032 (0.035)	-0.0085 (0.053)	-0.0029 (0.034)
健康程度	0.0069 (0.020)	0.0031 (0.013)	-0.0074 (0.020)	-0.0058 (0.013)
中共党员:是	-0.0773* (0.047)	-0.0502* (0.031)	-0.0454 (0.048)	-0.0295 (0.031)
户口:城镇	-0.0082 (0.033)	-0.0091 (0.022)	0.0040 (0.035)	0.0037 (0.022)
省份虚拟变量	No	No	Yes	Yes
Log likelihood	-8145.79	-	-7961.27	-
卡方/F 统计量	229.48	12.94	598.52	13.89
p 值	0	0	0	0
伪 $R^2$ /调整的 $R^2$	0.0139	0.026	0.0362	0.0696
观察值	7590	7590	7590	7590

注:\*\*\*表示 $p < 1\%$ ,\*\*表示 $p < 5\%$ ,\*表示 $p < 10\%$ ;括号内为标准差;F统计量和调整的 $R^2$ 适用模型(2)和(4)。

由于Ordered Probit模型的参数估计值并不能直接反映各解释变量的边际效应,因而我们进一步计算了在模型(3)设定下的各变量的边际效应(详见表4)。可以发现:对中国居民而言,“半可控因素决定成功”对再分配偏好的边际影响要大于“不可控因素决定成功”的边际影响,这与Isaksson和Lindskog(2009)跨国研究的发现不同。这里我们提供一个可能的解释:根据指标构造,“半可控因素”主要包括受教育程度、聪明才智和社会资本,而“不可控因素”主要包括家庭背景和个人的一些生理特征等,我们将这些因素作为单独的

变量与再分配偏好进行回归发现<sup>①</sup>，“社会关系多决定成功”和“认识有权人决定成功”两个变量的边际效应为正且较高，这是造成“半可控因素决定成功”边际效应较高的直接原因。与家庭背景不同，社会关系尽管存在人为建立的可能，但中国人通常更厌恶“拉关系、走后门”这种利用关系获取财富的行为，这一观念间接体现到了居民再分配偏好之上，因而上述结果是可以理解的。

表 4 Ordered Probit 模型的边际效应

再分配偏好	非常不同意	不同意	同意	非常同意
不可控因素决定成功	-0.0043	-0.0170	-0.0070	0.0282
半可控因素决定成功	-0.0139	-0.0548	-0.0225	0.0912
可控因素决定成功	0.0066	0.0261	0.0107	-0.0435
等价规模收入对数	-0.0003	-0.0010	-0.0004	0.0016
相对社会经济地位	0.0045	0.0177	0.0073	-0.0294
社会经济地位流动预期: 向下	-0.0060	-0.0255	-0.0138	0.0453
性别	0.0025	0.0098	0.0040	-0.0163
年龄	0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0002
教育: 初中及以下	0.0010	0.0038	0.0016	-0.0064
教育: 大专及以上	0.0036	0.0138	0.0049	-0.0224
婚姻: 已婚	-0.0007	-0.0027	-0.0011	0.0045
婚姻: 单身	-0.0053	-0.0221	-0.0112	0.0386
工作: 离退休	-0.0035	-0.0144	-0.0068	0.0247
工作: 下岗失业	0.0007	0.0027	0.0011	-0.0045
健康程度	-0.0005	-0.0021	-0.0009	0.0035
中共党员: 是	0.0038	0.0144	0.0050	-0.0232
户口: 城镇	0.0008	0.0032	0.0013	-0.0053

## (二) 稳健性讨论

第一，控制变量的不同选择可能对回归结果产生影响，我们通过控制这些变量的不同组合进行回归发现，核心变量的显著性和系数方向都没有发生明显变化<sup>②</sup>。

第二，更为重要的是，本研究关于分配公平的三个核心解释变量和被解释变量再分配偏好都来源于人们的主观判断，很可能存在一个难以观测的变量（如性格）同时对这些变量产生影响，这便会产生内生性问题。但我们无法获得有关被调查者性格的信息，同时，寻找一个与分配公平观念直接相关且与再分配偏好不直接相关的工具变量也十分困难。因而我们采用了下述方案：

分别按被调查者所在的省份和地级市计算分配公平观念三个变量的平均值，以尽量消除性格等不可观测的变量对分配公平观念的影响，并用这些平均值代表该省/地级市的分配公平程度，进而对再分配偏好重新进行回归（见表 5）。根据模型（5）和（6）我们发现，相关个人利益和分配公平的核心解释变量的系数方向和显著性基本保持不变，仅有按省份平均的“不可控因素决定成功”变得不再显著，但系数仍然为正。总之，我们认为上文分析得到的结果具有较强的稳健性。

表 5 稳健性分析

被解释变量: 再分配偏好	(1) Ordered Probit (按地级市平均)	(6) Ordered Probit (按省平均)
不可控因素决定成功_平均	0.1382*** (0.056)	0.0585 (0.087)
半可控因素决定成功_平均	0.6001*** (0.076)	0.9811*** (0.110)
可控因素决定成功_平均	-0.4418*** (0.081)	-0.7277*** (0.115)
等价规模收入对数	0.0074 (0.017)	0.0138 (0.017)
相对社会经济地位	-0.0870*** (0.015)	-0.0851*** (0.015)

①限于篇幅，这里没有给出具体的计量结果，有兴趣的读者可以向作者索取。

②限于篇幅，这里没有给出具体的计量结果，有兴趣的读者可以向作者索取。



续表 5

稳健性分析

被解释变量: 再分配偏好	(1) Ordered Probit (按地级市平均)	(6) Ordered Probit (按省平均)
社会经济地位流动预期: 向下	0.1330 <sup>**</sup> (0.058)	0.1419 <sup>***</sup> (0.058)
性别	-0.0441 <sup>*</sup> (0.026)	-0.0461 <sup>*</sup> (0.026)
年龄	0.0008 (0.001)	0.0006 (0.001)
教育: 初中及以下	-0.0216 (0.035)	-0.0224 (0.035)
教育: 大专及以上	-0.0671 (0.048)	-0.0798 (0.048)
婚姻: 已婚	-0.0091 (0.057)	-0.0133 (0.057)
婚姻: 单身	0.0772 (0.075)	0.0709 (0.075)
工作: 离退休	0.0647 (0.048)	0.0542 (0.048)
工作: 下岗失业	-0.0187 (0.053)	-0.0096 (0.053)
健康程度	0.0037 (0.020)	-0.0025 (0.020)
中共党员: 是	-0.0759 <sup>*</sup> (0.047)	-0.0880 <sup>*</sup> (0.047)
户口: 城镇	-0.0165 (0.033)	-0.0066 (0.033)
省份虚拟变量	No	No
Log likelihood	-8170.7222	-8157.1428
卡方统计量	179.62	206.78
p 值	0	0
伪 R <sup>2</sup>	0.0109	0.0125
观察值	7590	7590

注: \*\*\* 表示  $p < 1\%$ , \*\* 表示  $p < 5\%$ , \* 表示  $p < 10\%$ ; 括号内为标准。

## 五、总结

再分配偏好的提高反映出居民对当前社会收入分配状况的不满,这一现象已经引起了学者的广泛重视,但是探索中国居民再分配偏好决定因素的研究还较为罕见。本文致力于从“个人利益”和“分配公平”两个角度对中国居民的再分配偏好进行解释。利用 CGSS(2006)的微观调查数据和 Ordered Probit 模型,我们发现:

第一,“分配公平论”在中国是成立的,即越认可“不可控和半可控因素决定成功”的居民再分配偏好越高,而越认可“可控因素决定成功”的居民再分配偏好越低。

第二,“个人利益论”也基本成立,相对社会经济地位和个人对未来社会经济地位的预期对再分配偏好存在显著影响。

因此,中国居民的再分配偏好不但存在对自身利益的考虑,也有显著的追求分配公平的动机。这一结论的政策含义在于,若要降低再分配偏好、提高居民对收入分配的满意程度,不但在于缩小收入差距和提高中低收入者的收入水平,更重要的是要确保社会各领域的机会均等、维护社会的分配公平。

遗憾的是,从 20 世纪 90 年代以来,中国社会机会不均、分配不公的现象似乎日趋严重。王海港(2005)发现,代际收入弹性从 1988 年的 0.394 上升到了 1995 年的 0.424,这表明贫富代际传递的概率在上升;尹恒等(2006)发现,中国城镇居民的收入流动性呈现全局性下降;陈钊等(2010)则发现,行业间不平等和垄断是居民收入差距扩大的重要原因。因而,确保机会均等、促进分配公平必将任重而道远。

尽管本文利用微观数据进行了实证研究,但仍存在不少缺陷:第一,本文的内生性问题可能还没有完全解决,需要进一步寻找合适的工具变量;第二,本文还不能回答促进分配公平的具体政策途径;第三,关于“半可控因素决定成功”边际效应较高的现象也需要作进一步的解释。总之,这些都是我们进一步努力研究的方向。

## 参考文献:

1. Benjamin, Brandt, Giles, Wang 2010 《中国经济转型中的收入不平等》,载于 L. Brandt, T. Rawski 主编《伟大的中国经济转型》,中译本,上海人民出版社,第 624 - 664 页。
2. 陈钊、万广华、陆铭 2010 《行业间不平等:日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解》,《中国社会科学》第 3 期。
3. 郭星华 2001 《城市居民相对剥夺感的实证研究》,《中国人民大学学报》第 3 期。
4. 何立新、潘春阳 2010 《破解中国的“Easterlin 悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第 8 期。2010 年上海市第八届社会科学年会优秀论文。
5. 怀默霆 2009 《中国民众如何看待当前的社会不平等》,《社会学研究》第 1 期。
6. 胡联合、胡鞍钢 2007 《贫富差距是如何影响社会稳定的?》,《江西社会科学》第 9 期。
7. 胡联合、胡鞍钢、徐绍刚 2005 《贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析》,《管理世界》第 6 期。
8. 李春玲 2006 《各阶层的社会不公平感比较分析》,《湖南社会科学》第 1 期。
9. 陆学艺 2010 《当代中国社会结构》,社会科学文献出版社。
10. 马明德、陈福平 2010 《什么决定了居民对再分配的需求》,《南方经济》第 7 期。
11. 汝信、陆学艺等主编 《中国社会形势分析与预测——社会蓝皮书》(2001 - 2011) 社会科学文献出版社。
12. 世界银行 2003 《中国:推动公平的经济增长》,清华大学出版社。
13. 田国强、杨立岩 2006 《对“幸福 - 收入之谜”的一个解答》,《经济研究》第 11 期。
14. 王海港 2005 《中国居民收入分配的代际流动》,《经济科学》第 2 期。
15. 尹恒、李实、邓曲恒 2006 《中国城镇个人收入流动性研究》,《经济研究》第 10 期。
16. 袁志刚、朱国林 2002 《消费理论中的收入分配与总消费》,《中国社会科学》第 2 期。
17. 朱国林、范建勇、严燕 2002 《中国的消费不振与收入分配:理论和数据》,《经济研究》第 5 期。
18. Alesina A. and G. M. Angeletos. 2005. “Fairness and Redistribution: US vs. Europe.” *American Economic Review* 95(4): 913 - 935.
19. Alesina A. and E. La Ferrara. 2005. “Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities.” *Journal of Public Economics*, 89(5): 897 - 931.
20. Alesina A. and P. Giuliano. 2009. “Preferences for Redistribution.” NBER Working Paper Series, W14825.
21. Arneson R. 1989. “Equality and Equal Opportunity of Welfare.” *Philosophical Studies*, 56(1): 77 - 93.
22. Benabou R. and E. Ok. 2001. “Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis.” *Quarterly Journal of Economics*, 116(2): 447 - 487.
23. Brockmann H., Jan Delhey, Christian Welzel and Hao Yuan. 2008. “The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy.” *Journal of Happiness Studies*, 10(4): 387 - 405.
24. Buhmann B., L. Rainwater, G. Schmans, and T. Smeeding. 1998. “Equivalence Scale, Well - being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study Database.” *Review of Income and Wealth*, 34(2): 115 - 142.
25. Cameron A. C. and P. K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
26. Cohen G. A. 1989. “On the Currency of Egalitarian Justice.” *Ethics* 99(4): 906 - 944.
27. Dworkin R. 1981a. “What is Equality. Part 1: Equality of Welfare.” *Philosophy and Public Affairs*, 10(3): 185 - 246.
28. Dworkin R. 1981b. “What is Equality. Part 2: Equality of Resources.” *Philosophy and Public Affairs*, 10(4): 283 - 345.
29. Ferrer - i - Carbonell A., and P. Frijters, 2004, “How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?” *The Economic Journal*, 114(497): 641 - 659.
30. Figini P. 1998. “Inequality Measures, Equivalence Scales and Adjustment for Household Size and Composition.” Luxembourg Income Study Working Paper, No. 185.
31. Fong Christina, Samuel Bowles, and Herbert Gintis. 2006. “Strong Reciprocity and the Welfare State.” In *Handbook on the Economics of Giving Reciprocity and Altruism*. ed. Serge - Christophe Kolm and Jean Mercier Ythier. North - Holland: Elsevier.
32. Fong Christina. 2001. “Social Preferences, Self - interest, and the Demand for Redistribution.” *Journal of Public Economics*, 82(2): 225 - 246.
33. Hirschman A. O. 1973. “The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development, with a Mathematical Appendix by Michael Rothschild.” *Quarterly Journal of Economics* 87(4): 544 - 566.
34. Isaksson A. and A. Lindskog. 2009. “Preferences for Redistribution: A Country Comparison of Fairness.” *Judgements Journal of Economic Behavior & Organization*, 72(3): 884 - 902.
35. McKelvey R. D. and W. Zavoina. 1975. “A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables.” *Journal of Mathematical Sociology* 4(1): 103 - 120.
36. Meltzer Allan H. and Scott F. Richard. 1981. “A Rational Theory of the Size of the Government.” *Journal of Political Economy*, 89(5): 914 - 927.
37. Powers D. A. and Y. Xie. 2008. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. Emerald: Howard House.
38. Ravallion M., and M. Lokshin. 2000. “Who Wants to Redistribute? The Tunnel Effect in 1990s Russia.” *Journal of Public Economics* 76(1): 87 - 104.
39. Ravallion M. and S. H. Chen. 2007. “China’s (uneven) Progress against Poverty.” *Journal of Development Economics* 82(1): 1 - 42.
40. Rawls J. 1971. *A Theory of Justice*. Cambridge: Harvard University Press.

(下转第 56 页)

*Applied Econometrics* ,16( 3) : 289 – 326.

29. Perron ,P. 1989. “The Great Crash: The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis.” *Econometrica* 57( 6) : 1361 – 1401.
30. Susanti ,Y. F. 2001. “The Effect of Exchange Rate on Indonesian Agricultural Exports.” Dissertation for Ph. D ,Oklahoma State University ,U. S. A.
31. Zivot ,E. ,and D. W. K. Andrews. 1992. “Further Evidence on the Great Crash ,the Oil – Price Shock ,and the Unit – Root Hypothesis.” *Journal of Business and Economic Statistics* ,10( 3) : 251 – 270.

## Study on the Stability of Money Demand Function of China against the Background of Open Framework: From the Perspective of Structural Changes

Xiang Houjun<sup>1</sup> ,Meng Xiangfei<sup>1</sup> and Pan Xiquan<sup>2</sup>

( 1: Zhejiang University of Finance and Economics; 2: Zhejiang Finance Professional College)

**Abstract:** Based on the perspective of structural changes ,this article studies the stability of money demand function of china 's accounting exchange rate( especially the structural changes of exchange rate) and interest of foreign countries in the open framework. The results show that ,first ,the nominal exchange rate of RMB certainly has two structural changes within the sample period. Second ,the influences caused by the two structural changes are completely different. Such as the nominal exchange rate of RMB doesn 't make a substantive influence on the money demand function before the first structural change and between the first structural change and the second structural change ,while the second structural change makes an obvious positive effect on money demand. Although ,The influence by structural changes of exchange rate doesn 't change the stability of money demand function ,so our country still has a stability money demand function in the open framework. The results give a valuable reference to our country how to rationally define money supply so as to influence our macro economy.

**Key Words:** Structural Changes; Bounds Testing; Open Framework; Money Demand; Stability

**JEL Classification:** E41 ,E52

( 责任编辑: 孙永平、陈永清)

---

( 上接第 29 页)

41. Roemer J. 1998. *Equality of Opportunity*. Cambridge: Published by Harvard University Press.
42. Roemer J. 2002. “Equality of Opportunity: A Progress Report.” *Social Choice and Welfare* ,19( 2) : 455 – 471.
43. Roemer J, Ruiz – Castillo ,M. J. San Segundo ,T. Tranaes ,G. Wagner ,and I. Zubiri. 2003. “To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens?” *Journal of Public Economics* 87( 3) : 539 – 565.
44. Sen ,A. 1985. *Commodities and Capabilities*. Amsterdam: North – Holland.
45. Sicular T. ,X. Yue ,B. Gustafsson ,and S. Li. 2007. “The Urban – Rural Income Gap and Inequality in China.” *Review of Income and Wealth* 53( 1) : 93 – 126.

## Pursuing Self Interests or Distributive Justice ?

### An Empirical Study of the Preference for Redistribution of Chinese Residents

Pan Chunyang and He Lixin

( School of Economics ,Fudan University)

**Abstract:** The current increase of redistribution preference in China reflects people 's discontentment of income distribution. This paper explains the preference for redistribution of Chinese residents in the views of “self interests” and “distributive justice”. Using CGSS ( 2006) data and Ordered Probit model ,we find empirical support for both the theory of “self interests” and “distributive justice” in China. Namely ,the redistribution preference of Chinese residents stems not only from their individual self interest ,but also from their consideration for justice. Gender and educational attainment are also important factors affecting redistributive preference. Therefore ,ensuring opportunity equality and distributive justice has profound implications for reducing residents ' preference for redistribution.

**Key Words:** Preferences for Redistribution; Distributive Justice; Ordered Probit Model

**JEL Classification:** D31 ,D63 ,H23

( 责任编辑: 陈永清)