

中国城镇贫困的主要经济社会特征与影响因素实证分析

陈 光 金

(中国社会科学院社会学研究所, 北京 100732)

摘 要: 利用2006年中国社会科学院社会学研究所的“社会和谐稳定全国抽样调查”数据,对中国城镇贫困的主要经济社会特征和影响因素进行了实证分析。研究结果显示,基于本文设定的城镇贫困线,现阶段中国城镇贫困的调查发生率已经达到2位数的水平,城镇贫困住户在家庭人力资本、经济资源、社会结构地位和社会资本占有方面都处于不利地位,在一定程度上受到社会排斥。最后,通过回归分析,对有关贫困成因的几个假设做了检验,其结果特别表明,基于市场化通过促进经济发展而有助于减少贫困这一理论的“市场化假设”不能得到调查结果的支持。

关键词: 城镇贫困; 调查发生率; 贫困特征; 贫困成因

中图分类号: C912.81

文献标识码: A

文章编号: 1671-0398(2009)02-0001-13

一、关于城镇贫困的理论与问题

20世纪90年代中期以来,中国城镇贫困现象日益引起人们关注,甚至可以说,在农村贫困人口大幅度减少的情况下,城镇贫困已经成为中国贫困问题的更重要组成部分。值得注意的是,进入21世纪以后,中国城镇贫困问题有了新的背景条件,即国民经济持续高速发展,国民收入分配差距日益拉大,城镇贫困问题却变得日益突出。

据国家民政部统计,领取最低生活保障补助的全国城镇人口,1996年为84.9万人,2001年突破1000万人,达到1170.7万人;2002突破2000万人,达到2064.7万人,2007年增加到2272.1万人^[1]。最低生活保障人口的这种快速增长,固然有政府加大最低生活保障供给力度的因素,但20世纪90年代中期以来的城镇贫困人口的增长仍然是客观事实,而且,所谓最低生活保障人口并不是城镇贫困人口的全部。按照国家统计局关于城镇人口贫困面约为8%的估计推算,2006年全国城镇贫困人口总数可达4616万人;另据估计,中国进城农民工中有超过2500万人属于收入仅够维持生存的贫困人口^[2]。可见,不考虑

进城农业户籍人口中的贫困问题,在城镇户籍人口中,如果国家统计局的估计符合事实,则2006年领取最低生活保障的城镇贫困人口仅占实有贫困人口总量的49.2%,何况还有2000多万进城农业户籍人口处于贫困状态。由此可见,中国城镇贫困问题,就像农村贫困问题一样,确实已经成为一个很大的社会问题,并由此引发大量相关研究^[3]。

贫困问题研究通常集中在3个核心问题上:(1)贫困的测量标准与贫困的特征;(2)贫困形成的影响因素;(3)解决贫困问题的途径和相关政策问题。对于中国农村贫困,官方相关部门提供了统一的测量标准;而对于城镇贫困,由于种种原因,这样的统一标准并不存在。相关研究采用的标准也各不相同,或者采用各地官方制定的最低生活保障标准,或者采用一些国际组织提出的标准,或者自行根据一定的理论逻辑设定一些标准。例如,如果把城市贫困分为绝对贫困与相对贫困,则就绝对贫困的测量标准而言,“最低生活保障线”代表了各个城市制定的“贫困线”标准,确定方法有恩格尔系数法^[4-5]、成年人消费标准法^[6]、市场菜篮法与生活形态法^[7],也有学者提出城市最低生活保障与当地贫困居民实际生活水平相结合的综合法^[8-9]。就城市相对贫困测量

标准而言,有的采用国际贫困线法,即以—个地区中位家庭月均收入的50%~60%作为该地区的贫困线;也有人把家庭抽样调查资料按照收入水平从高到低排序,然后按—定百分比分成若干等级,其中收入水平最低等级者为贫困户^[10-12]。国家统计局部门采用5等分法,将最低收入的10%定义为“最低收入户”,即相对贫困户,最低收入的5%为“困难户”,即绝对贫困户。这些测量标准各有优劣,其中最低生活保障线可能是最成问题的标准。显然,在贫困测量标准被确定之后,贫困的特征就会浮现出来。

关于贫困发生的原因,也存在种种不同的解释。梳理贫困研究领域出现的理论思考,大体上可以看到2个基本视角,即个体视角与集体视角。在每一种视角下,又存在不同的论说方式,这些论说或者是相互补充的,或者是相互对立的。在个体视角下,贫困被看作是贫困者在个体层面存在的某种欠缺的结果,如资源欠缺、个人素质和能力欠缺等。个体视角的观点走向极致,甚至产生了具有贬损穷人人格意味的各种“学说”。总之,这种视角的贫困成因理论倾向于把贫困的责任归结于贫困者个人及其家庭。所谓集体视角,就是把贫困放到—种集体环境中考察,倾向于把贫困归因于集体性的环境。集体视角下的各种贫困成因理论,大体上又可以划分为2种取向,即文化取向与结构—制度取向。在这2种理论取向,汇聚着大量各种理论和主张。虽然文化取向的贫困理论有着丰富内涵并且颇具启发意义,但是又或隐或现地包含着—个命题,即贫困者总是生活在自己的亚文化之中,即使帮助他们摆脱了物质上的贫困,也难以减少他们的贫困文化,因为那是一种完整的生活方式^[13,14]。关于贫困的这种文化悲观主义很容易滑向上述个体主义贫困观,尽管所谓贫困文化其实也是在—定的社会结构中形成的。

结构—制度取向的论说在不同的社会科学中有不同的侧重。在秉承新古典经济学传统的发展经济学看来,发展中国家的贫困是—定经济结构形态下就业均衡被打破的结果,就业均衡的破坏意味着—部分劳动力失业,失业人口无法通过就业获得生存工资而陷入贫困,而某些制度,例如最低工资制度则进一步恶化了失业,导致了更多的贫困。例如,对20世纪90年代中期以来中国城市贫困问题日趋严重—种新古典经济学解释认为,中国城镇贫困现象是在城市人口与农村人口互动,尤其是农村人口进城的过程中产生的—种特殊现象^[15]。然而,我们看到,中国农村工业快速发展于20世纪80年代

中期,而城镇失业现象激增于90年代中期以后;而且城镇贫困的迅速发展既与城镇国有企业改制导致的下岗失业相关,也是改制过程不完善、相关政策不兑现的恶果^[16];另外,就业只能是解决贫困问题的必要条件而不是充分条件,世界各国包括发达国家普遍存在的“工作的穷人”现象就是—个明证。

社会学意义上的结构—制度取向贫困理论更多地强调贫困者的陷入贫困,是他们的资源、能力、权利在特定的结构—制度条件下被剥夺的结果。马克思是最早从剥夺的视角来认识资本主义社会的贫困问题的。到了20世纪70年代,汤森提出了相对剥夺概念,强调贫困的原因不仅在于资源短缺,还在于分配不公正和相对剥夺^[17]。90年代以后,汤森修正了自己早先的看法,认为贫困的真正含义是贫困人口创造收入的能力和机会的贫困,而贫困人口能力贫困的原因则在于他们获取收入的能力受到剥夺以及机会的不平等,疾病、人力资本不足、社会保障系统的软弱无力、社会歧视等都是造成人们收入能力丧失的不可忽视的因素^[18]。纳拉扬等人从穷人视角定义贫困,认为贫困不仅仅是物质缺乏,缺乏权力和发言权是他们定义贫困的核心因子^[19]。这种观点已逐渐成为贫困理论的主流认识,在中国城镇贫困问题研究中也是如此^[20]。例如,经济体制改革和收入分配制度中存在的种种不合理问题、社会管理体制和社会保障制度改革滞后、教育机会分配的不公等等,都被认为是导致20世纪90年代中期以来中国城镇贫困问题日趋严重的重要原因^[21-26]。

近年来,国际上有关贫困的研究开始把注意力从社会剥夺转向社会排斥问题^[27]。社会排斥主要是指相对贫困者缺乏正常的活动和参与,处于被社会排斥的地位。社会排斥是—个多元概念,不仅指经济资源的长期匮乏,还指社会关系、心理、文化和政治参与上的长期被隔绝,这种匮乏和隔绝不仅导致贫困人口日常生活质量下降,更重要的是被排斥者不能享受到公民权所赋予的公民政治社会权利,而这种权利不可能依靠提供经济援助和保障救济来赋予。社会排斥作为—个社会的总体力量压迫某些个体或群体,制造出贫困。德·哈安认为,社会排斥是—个动态的过程,—些人所处的劣势地位导致社会排斥,社会排斥又导致更多的劣势和更大的社会排斥,并形成持久的多重(被剥夺)劣势,这一过程最终导致社会纽带的断裂^[28]。影响社会排斥形成的因素是多方面的,如缺少工作机会、缺少技能、缺乏政治和社会参与、体弱、学历低,等等,这

些因素进而会导致他们丧失社会关系网络而陷入边缘化困境。

还有一些研究从社会阶级阶层结构视角来分析贫困原因。美国学者甘斯曾从功能论视角解释贫困经久不灭的原因,认为贫困的存在为美国社会其余部分尤其是富人发挥着多种功能,而解决贫困问题的最根本办法是收入和权力的某种再分配,而这种要求在美国社会是行不通的^[29]。显然,这种分析是以社会阶级结构为基础的。另有学者直截了当地指出,贫困是社会阶层化的表征^[30]。一项关于中国改革开放以来阶级阶层结构变化的研究认为,改革开放前中国的阶层分化相当模糊,因而贫困相对而言并不显著;经济改革重构了社会等级,形成所谓“新型的以国家为中介的阶层分化社会”,一边是各种新老中产阶级的崛起,另一边则是贫困的农民和城市工人^[31]。国内也有学者主张从社会阶级阶层关系结构的变化来理解城市贫困问题^[32-33],在这些研究中,所谓阶级阶层的划分,通常包括生产资料占有与职业地位2个维度。

上述简要的理论回顾为我们理解中国城镇的贫困问题提供了若干重要启示。从中,可以提炼出4个重要问题:(1)中国城镇人口的贫困面究竟有多大?贫困人口究竟有多贫困?(2)城镇贫困人口或其家庭的自身特征对他们的贫困造成了怎样的影响?换句话说,能力不足和资源缺乏在多大程度上造成了贫困的现实?(3)中国经济体制改革对城镇人口的影响主要表现为2个方面:一是促使城镇劳动力就业制度从以计划体制为主转向以市场体制为主^[34],二是导致一部分劳动力下岗失业,下岗的问题在20世纪90年代中后期比较突出,目前则主要是一般意义上的失业问题。相应地,这里要提出的是,城镇就业的市场化和失业对城镇贫困产生了什么影响?(4)中国城镇贫困人口是否具有阶层化特征?他们是否面临社会排斥?其中,后3个问题其实就是关于城镇贫困的成因或主要影响因素的问题。

2006年,中国社会科学院社会学所“社会和谐稳定问题全国抽样调查”课题组开展了一次全国综合社会调查。调查按照百分比等距随机抽样原则,在全国26省(市、区)130县(市、区)260乡、镇、街道的520个城乡社区进行,获得有效住户样本7061个,其中属于城镇社区的有效住户样本3226个。调查内容涉及住户的家庭人口、收入、消费和财产占有

状况,家庭主要成员(主要是被调查者本人、其父母和/或其配偶)的文化程度、政治身份和职业状况以及被调查者对若干社会经济问题的态度和看法。此次调查为本文对上述问题进行回答提供了基础。

二、假设与测量指标

本文的主旨,一方面是描述城镇贫困户的主要经济社会特征,另一方面则是对城镇贫困的影响因素进行实证分析,在某种意义上也是对理论界提出的种种贫困成因学说进行检验。而这2个目标又是相互关联的,从逻辑上说,只有属于贫困住户的突出经济社会特征的因素,才能使进一步的统计分析(主要是回归分析)成为理解城镇贫困成因的因素。基于前面的理论回顾,大致可以就这几个问题提出如下5个假设。

假设1:城镇居民家庭劳动力的能力越低,他们陷入贫困的可能性越大。可以将这一假设简称为“能力贫困假设”。

假设2:城镇居民家庭拥有的可以产生市场收益的物质资源越少,他们陷入贫困的可能性越大。可以将这一假设简称为“资源贫困假设”。

假设3:由于城镇劳动力就业制度市场化大局已定,按照经济学理论,市场化促进经济增长,提升人们的生活水平,因此,城镇居民家庭劳动力就业的市场化将不会产生导致贫困的影响。可以将这一假设简称为“市场化假设”。

假设4:城镇居民在社会阶层结构中的地位越低,越有可能陷入贫困。可以将这一假设简称为“阶层化假设”。

假设5:城镇居民拥有的社会资源越少,他们面临的社会环境的公平性越低,他们陷入贫困的可能性越大。这实际涉及所谓社会排斥问题,可以将这一假设简称为“社会排斥假设”。

显而易见,对这5个假设的检验,也就是对上述后3个问题的回答。下面根据2006年全国抽样调查数据,分别说明使这5个假设得以操作化的可用变量,对城镇贫困户的经济社会特征的描述和对上述5个假设的检验,都将以这些变量为基础。由于本文所谓的贫困,首先是以被调查者家庭的人均收入水平为依据进行贫困识别,所以,本文的分析单位是家庭而不是个人,这样,本文提炼的相关指标都是对城镇住户的家庭特征的刻画,只是在缺少

①2007年初,国务院国有资产管理委员会宣布,国有企业职工就业的市场化大局已定,只有中央企业的职工还没有充分市场化(文献[34])。

必要的家庭指标时才以被调查者个人的相关特征指标来补充。我们的调查涉及个人的信息较多,而涉及住户的信息相对较少,但对一些以个人为焦点的调查项目,经过整理,仍可被转化为测量住户的某些经济社会特征的指标。

(一) 住户人力资源测量指标

从我们的调查项目看,能反映城镇贫困住户人力资本状况的指标包括家庭人口数、家庭主要劳动力受教育年限、家庭人口中是否有上学成员、家庭成员的体质状况等。对家庭劳动力状况的调查不够完整,除了被调查者本人、被调查者配偶以及被调查者父母的相关情况得到反映外,被调查城镇住户可能有的其他劳动力未被涉及。因此,只能分别依据被调查者(1人户)、未婚被调查者与其父母或者已婚被调查者与其配偶的受教育年限,来计算所谓家庭主要劳动力的平均受教育年限,对于家庭人口超过3人的住户来说,这样计算的受教育年限可能是不全面的,不过,在全部被调查的农村住户中,超过4人的住户仅占18%,因此,该指标仍然是有意义的。被调查住户有无上学成员以及全部家庭成员的体质状况,在调查中没有直接相关的调查项目,但我们调查了住户的教育支出和医疗支出,可以把住户人均教育支出与医疗支出占人均生活消费支出的比例作为间接指标来反映这两方面的状况。当运用这些指标的数值分布来分析人力资本对城镇贫困的影响时,检验的就是“能力贫困假设”。

(二) 住户经济资源测量指标

这主要包括家庭生产性固定资产、生产性流动资产以及包括存款、有价证券在内的金融资产3项。另外,考虑到区域经济社会发展的显著差异,可以把住户的区域分布视为经济社会发展机会分布,可以视为一种无形的资源,纳入住户经济资源的范畴予以考虑。这里从2个维度来理解城镇住户的区域分布,一个维度是横向划分的东部、中部和西部,另一个维度是纵向的按行政等级划分的副省级以上城市(含直辖市、副省级市和计划单列市)、地级市(一般省会城市)、县镇(含县级市、县城关镇和集镇)。可以运用这些指标形成的变量来检验“资源贫困假设”。

(三) 市场化影响住户经济社会发展的测量指标

包括家庭主要劳动力的就业形态构成与失业情况2个指标。家庭主要劳动力的就业形态是指其市场化程度,按照家庭劳动力就业单位的所有制性质、

职业地位(是否为管理人员)和户籍性质进行构建,拥有非农业户籍、在党政机关、国有事业单位就业的以及拥有非农业户籍、在国有企业担任管理人员的,视为非市场化就业,其余就业人员则视为市场化就业。由于调查对家庭劳动力的数据收集不全,难以据此构造家庭劳动力市场化就业的比例,只能根据被调查者本人(非劳动年龄者及在校学生除外)、被调查者配偶和父母(离退休者除外)的就业形态进行粗略的分类,即分为非市场化就业、市场化就业与混合就业3类。在这些人中,有一部分从事粮食种植业、果菜种植业和畜牧水产养殖业,从事果菜业和畜牧水产养殖的,其市场化程度无疑很高,可以归入市场化就业;而从事粮食种植的,考虑到其生产资料基本市场化,其收入也是按照粮食的市场价来核定的,因此这里也将其视为市场化就业。

失业状况本应根据家庭主要成员的就业状况来识别,但由于调查不完整,无法算出家庭劳动力的失业率。因此只能分别依据被调查者(1人户)、未婚的被调查者与其父母或者已婚的被调查者与其配偶的就业状况进行识别,并根据调查中被调查者对其家庭是否面临“家人下岗失业或无稳定收入的压力”这一问题的回答进行校正,并简单地分为有家人失业户与无家人失业户2种类型。城镇失业在很长时期里与国家体制改革密切相关;另外,进城农民工失业并由此陷入贫困的可能性,也与城乡二元管理体制相关。但也要注意,现阶段的失业也是一个市场化过程。因此,失业具有制度安排与市场安排的双重性。

另外,理论上,市场化体制的建设应当伴随社会保障制度的建设。因此,城镇居民的社会保障状况将从另一个角度说明市场化的影响。

运用上述3个指标形成的变量,可以检验关于贫困成因的“市场化假设”。

(四) 住户社会政治地位状况测量指标

对被调查城镇住户的政治地位,主要用家庭主要成员中是否有中共党员来测量,只要有1人是中共党员,便将该住户归类为有中共党员住户,否则便归类为没有中共党员的住户。以往的一些研究表明,党员身份对于家庭发展有一定的积极意义。

被调查住户的社会结构地位,以家庭主要成员的最高职业阶层地位来标识,而忽略其他人的职业地位。基于中国社会科学院社会学所“当代中国社会结构变迁研究”课题组的划分标准^[35],这里把家庭主要成员的职业地位分为国家与社会管理者、经

理人员、私营企业主、专业技术人员、办事人员、个体工商户、商业服务业员工、产业工人、农业劳动者以及无业人员 10 个阶层。为了简化分析,这里把前 5 个阶层合并为“中上社会阶层”,他们的经济社会地位相对较高;把后 5 个阶层合并为“中下社会阶层”,他们的社会地位相对较低。

最后,户籍也是一个表征社会地位的重要指标,这里以被调查者的户籍来代表其家庭的总体户籍状况,分为农业户籍与非农业户籍。由于这里考察的是城镇住户,因此,城镇住户拥有农业户籍实际上意味着他们是流动到城镇的农村人口。

我们将运用上述 5 个指标形成的变量对关于贫困成因的“阶层化假设”进行检验。

(五) 城镇住户社会资本占有状况测量指标

这方面的测量指标,包括客观和主观 2 个维度。在客观方面,主要是被调查城镇住户的社会保障状况,由于此次调查未收集家庭全部成员的社会保障参与情况,这里姑且以被调查者的参保情况作为替代,主要包括被调查者本人的养老保险和失业保险参与情况以及医疗费用报销情况。关于医疗费用报销情况,考虑到被调查者对这方面的情况可能不是十分清楚,调查问卷提供了 4 个相对模糊化的答案选项,即完全自理、能报销一点、能报销 50% 以上以及能报销 70% 以上,为了简化分析,这里采取赋值方法进行处理,即“完全自理”赋值 0 分,“能报销一点”赋值 1 分,“能报销 50% 以上”赋值 2 分,“能报销 70% 以上”赋值 3 分,从而将其转换为一个量化指标。

在主观方面,有 2 类指标:一类是被调查城镇住户的社会支持网络的影响力,另一类是被调查者对社会公平程度的主观评价。就社会支持网络而言,调查设计了住户遇到困难时可能从其获得支持的 14 种目标对象,要求被调查者运用 4 级评价尺度评估其支持程度。考虑到项目较多,这里运用主成分因子分析来加以简化。分析结果显示,KMO 检验值为 0.891, Bartlett 球形检验卡方值为 15160.98(自由度为 91),显著度小于 0.01,表明调查数据适合进行因子分析。经正交旋转,获得 3 个主成分,其旋转前的特征值分别为 5.503、1.740 与 1.330,累计解释了总变异量的 61.2%,表明分析结果可接受。第一因子包括的支持系统有信访部门、新闻媒体、慈善机构、司法/执法机构、行业/专业协会和宗教组织,因子载荷分别为 0.844、0.825、

0.781、0.772、0.605 和 0.555,从功能上看基本都是人们表达诉求的对象,因而可将该因子命名为诉求型组织支持度;第二因子包括的支持系统有党组织、工青妇组织、工作单位、社区居委会和地方政府,因子载荷分别为 0.798、0.779、0.712、0.679 和 0.658,它们通常属于人们工作和进行公共社会生活的机构、组织或其部门,这里将其命名为工作和公共社会生活组织支持度;第三因子包括的支持系统有家族和宗族、家庭和私人关系网(包括朋友、同乡、战友、生意伙伴等),因子载荷分别为 0.818、0.790 和 0.700,都属于私人性的社会网络,故命名为私人网络支持度。在使用这 3 个因子来描述被调查住户的社会支持状况时,由于因子分析所产生的因子分数不易直观理解,我们以原始评价的加权平均值作为新指标值,加权系数是每一个因子包含的原始调查项目的因子载荷。另外,具体计算时还以最高评分为基准把原始 4 级评价分值转换为百分数,以便理解。

关于被调查者对社会公平相关问题的主观评价,我们的调查涉及 13 个社会领域,要求被调查者以 4 级评价尺度对其公平程度进行评价。这里把被调查者的这种评价理解为与其家庭所得到社会对待的公平性相关。这种理解背后的一个预设是,当被调查者做出相关评价时,必定会首先联想到其家庭在相关领域所获得的社会对待的公平性,尽管并不排除他对一般情况的观察感受也会影响他的评价。为了简化,这里同样进行了因子分析。结果显示,KMO 检验值为 0.884, Bartlett 球形检验的卡方值为 6 802.230(自由度为 78),显著度小于 0.01,表明适合进行因子分析。经正交旋转,同样获得 3 个主成分,其在正交旋转前的特征值分别为 4.691、1.256 与 1.005,累计解释总变异量的 53.5%,有点偏少。第一因子包括 6 个领域,即高考制度、义务教育、实际享有的政治权利、司法与执法、公共医疗和干部提拔,因子载荷分别为 0.734、0.733、0.574、0.511、0.485 和 0.438^①,它们本质上都是涉及公民权利的基本制度安排,故命名为“公民权利制度公平感”;第二因子包括 4 个领域,即工作与就业机会、财富及收入分配、每个人的发展机会以及财政和税收政策,因子载荷分别为 0.770、0.718、0.687 和 0.596,它们反映的是机会和财富的分配问题,财税政策实际上也是一种分配制度,因此把这一因子命名为“机会和财富分配公平度”;第三因子包括其余 3 个

^①有 2 个领域的因子载荷低于 0.5,按理应当将其剔除;但在剔除它们之后,因子分析只能萃取到 2 个主成分,且总计解释的变异量有明显的下降。因此这里仍予以保留。

领域,即城乡之间的待遇、不同地区/行业之间的待遇以及养老等社会保障待遇,因子载荷分别为0.825、0.771、0.597,养老保障待遇被纳入第三因子而不是第二因子,可能主要是因为其城乡、区域差异相当显著,因而与城乡、地区/行业待遇公平性问题高度相关。故这里将该因子命名为“城乡/地区/行业待遇公平感”。同样,由于因子分析产生的因子分数不易直观理解,我们以原始评价的加权平均值作为新指标值,加权系数是每一个因子包含的原始调查项目的因子载荷。具体计算时也以最高评分为基准把原始4级评价分值转换为百分数。

理论上,上述指标可以较好地刻画城镇贫困住户是否受到社会排斥,因此,我们将运用上述9个指标形成变量,检验关于贫困成因的“社会排斥假设”。

三、城镇贫困的程度与主要经济社会特征

要刻画城镇贫困的主要经济社会特征,首先需要确立城乡贫困识别的标准。贫困标准的确定基于收入/消费水平,尽管对这样的标准,学界有很多批评,但迄今为止我们还没有找到能综合考虑贫困的各种特征的计量方法和量化的标准。

(一) 贫困识别标准

迄今为止,对于城市贫困问题,国家没有给出统一的贫困线。考虑到我们调查收集的是城镇住户2005年的家庭收入信息,这里需要确定2005年城镇贫困线。王有捐曾按每人每日2100大卡路热的食品贫困线加上通过回归分析确定的非食品贫困线(相当于食品贫困线的2/3)计算出2004年全国城镇贫困线为2985元^[36],考虑物价因素,则2005年的城镇贫困线约为3033元,我们可以大致将其视为城镇相对贫困线。另外,国家统计局计算的2005年城镇5%困难住户的人均可支配收入为2496元,可以大致将其视为城镇绝对贫困线,但是,这个标准已经受到了多方面的批评,因为它主要是一个基于生存需求(尤其是物质生存的需求)的标准,而没有很好地考虑人们的非食品需求。因此,本文将选择上述相对贫困线作为城镇贫困识别标准。

中国发展的一个重要特点是地区间不平衡,在消费方面也表现出较为突出的地区差异。根据“国城调”的一项研究^[4],可以利用2005年各省份城镇住户人均生活消费支出与全国城镇住户的人均生活消费支出水平的差额指数(即各省份人均支出与

全国人均支出之比)进行调整,估计出各省份2005年城镇居民收入或消费贫困线,结果表明,分省市调整的相对贫困线为人均年收入/消费2264~5259元。“国城调”还认为,在设定城镇贫困线时需要考虑家庭人口规模的影响。根据“国城调”的测算,以3口之家为标准(即设为1),影响系数1人户的为1.13,2人户的为1.01,4人户的为0.98,5人及以上住户的为0.94^[4]。因此,在基于调查数据进行贫困识别时,将根据省际差异和住户人口规模影响系数对本文设定的贫困线以及国家统计局公布的城镇5%困难户人均收入线进行2次调整,目的是使识别尽可能合理。

(二) 城镇贫困发生率

城镇住户的贫困,可以从收入与消费2个方面来识别。实际上,在制定贫困测量标准时,作为参照指标的正是消费水平。基于本文设定的2005年中国城镇相对贫困线,计算了城镇住户和人口的调查贫困发生率。

表1 城镇住户收入和消费贫困调查发生率 %

项 目	收入贫困		消费贫困	
	发生率	样本数	发生率	样本数
户头比例	16.0	3 244	12.6	3 226
人头比例	19.7	10 960	16.0	10 899

资料来源:2006年“社会和谐稳定问题全国抽样调查”。以下各表数据均来自此次调查的,不再做注。

显而易见,无论从收入看还是从消费看,调查的城镇贫困发生率都高于有关部门公布的贫困发生率。李实和奈特曾经根据1999年调查数据计算出当年城镇人口贫困率为9.4%^[37],他们是按照王有捐的方法确定贫困线的,而且有所调整,即在食物贫困线的基础上加上该贫困线的90%(作为非食物消费贫困线)。可见,以我们调查的城镇贫困发生率与李实等人的发现相比较,中国城镇贫困的调查发生率在这年中确实有所加剧,至少消费贫困的人头比例上升了6个多百分点。

(三) 城镇贫困户的主要社会经济特征

对城镇贫困住户主要社会经济特征的考察,将结合前文相关假设,以本文设定的贫困线为标准,从5个方面展开:(1)城镇住户人力资本状况;(2)城镇住户经济资源状况;(3)市场化制度对城镇住户经济社会发展机会的影响;(4)城镇住户家庭主要成员的社会阶层地位和政治地位状况;(5)城镇贫困户的社会资本占有状况。部分分析结果见表2。

表2 农村贫困住户与非贫困住户的主要经济社会特征比较

项 目	非贫困户		贫困户		差异 检验
	统计值	样本户数	统计值	样本户数	
平均家庭人口数/人	3.24	2 684	4.17	503	-13.831**
家庭人均可支配收入均值/元	10 083	2 684	1 662	503	15.480**
主要劳动力平均受教育年限均值/年	9.7	2 647	6.8	477	16.731**
家庭人均教育支出/元	955.4	2 668	513.1	499	4.912**
家庭人均医疗卫生支出/元	904.0	2 543	511.6	472	3.369**
家庭人均生产性固定资产均值/元	2 178.0	2 613	309.3	496	2.251**
家庭人均生产性流动资金均值/元	678.9	2 625	123.2	485	2.309*
家庭人均金融资产均值/元	5 065.6	2 354	511.3	441	6.360**
家中有人失业的住户比例/%	40.9	2 684	57.5	503	0.322**
家中有党员的住户比例/%	28.9	2 607	11.6	475	-0.513**
处于中上阶层的住户比例/%	45.5	2 566	11.5	427	-0.731**
被调查者有养老保险的比例/%	52.0	2 684	17.1	503	-0.680**
被调查者有失业保险的比例/%	23.5	2 684	5.4	503	-0.688**
被调查者医疗费用报销得分均值	1.02	2 557	0.34	492	12.155**
工作和公共生活组织支持度指数均值	26.2	2 684	23.9	503	4.183**
诉求型组织支持度指数均值	19.9	2 684	19.8	503	0.384
私人网络支持度指数均值	54.9	2 684	51.9	503	4.424**
公民权利制度安排公平度指数均值	36.1	2 684	33.7	503	4.955**
机会和财富分配公平度指数均值	38.2	2 684	35.7	503	4.250**
城乡/地区/行业待遇公平度指数均值	37.6	2 684	36.5	503	1.735

** $P < 0.01$; * $P < 0.05$ 。

注：在“家人下岗失业或无稳定收入压力大的住户比例”、“中共党员的住户比例”、“被调查户处于中上阶层地位的比例”、“被调查者有养老保险的比例”、“被调查者有失业保险的比例”这5个指标上，运用等级相关分析进行检验，其统计量为等级相关系数。对于其他均值指标，则运用独立样本等均值检验法进行检验，检验统计量为 t 值。

从表2看，除了2个指标外，在其余指标上，与非贫困户相比，贫困均处于明显的劣势。概括起来，关于贫困户的主要社会经济特征，与非贫困户相比较，可以得到以下结论。

(1) 贫困户与非贫困户的家庭人均收入差距悬殊，后者是前者的6.1倍。

(2) 在家庭人力资源方面，贫困户的家庭人口数平均比非贫困户多28.7%，非贫困户的主要劳动力平均受教育年限（不完全统计）比贫困户多2.9年（或42.6%）。非贫困户的家庭人均教育支出比贫困户的相应支出高出86.2%；然而如果按此项支出占当年人均可支配收入的比例计算，则非贫困户的平均比例为12.5%，贫困户的此项支出比例为38.2%，后者反比前者高出2倍多，表明非贫困户的人力资本投入比贫困户的投入大，但其相对负担却比贫困户轻很多（独立样本等均值检验的 t 值为-12.450，显著度小于0.01）。非贫困户的人均医疗卫生费用支出也比贫困户的相应支出多出76.7%，但如果按此项支出占当年人均可支配收入的比例计算，则非

贫困户的此项支出比例平均为13.1%，而贫困户的此项比例为64.2%，后者反比前者高出近3.9倍（独立样本等均值检验的 t 值为-5.639，显著度小于0.01）。总之，非贫困户的人力资本投入量要比贫困户多得多，但其相对负担却小得多。

(3) 在家庭经济资本方面，差异同样显著。贫困户家庭人均生产性固定资产均值仅及非贫困户的14.2%，前者的家庭人均生产性流动资金均值仅及后者的18.1%，前者的家庭人均金融资产均值仅及后者的10.1%。另外，城镇贫困发生率还存在显著的地区和城镇行政等级差异（表3），表明对于城镇住户来说，城镇所在地区以及行政等级的不同意味着客观发展机会的不同。在地区差异方面，西部地区的贫困发生率远高于东部和中部地区；在城镇行政等级差异方面，则呈现出行政等级越低，城镇住户贫困发生率越高的趋势。

(4) 市场化对贫困户与非贫困户都有较大的影响，但贫困户受到的不利影响还是要大一些。从表4看，贫困户中有家人下岗失业的住户所占

比例,比非贫困户中的这类住户所占反比例的高出 16.6 个百分点。另外,分析结果还显示,市场化就业已经成为中国城镇就业的最主要形态,无论是在贫困户中还是在非贫困户中,家庭主要劳动

力的就业已经市场化的户数所占比例都相当高。不过,贫困户的就业市场化程度仍然比非贫困户的市场化就业程度高出许多,而且这种差异在统计上是显著的(表 4)。

表3 按地区与城镇行政等级划分的贫困户分布

项目	非贫困户	贫困户	合计	样本	%
东部	85.5	14.5	100.0	1 264	
中部	86.0	14.0	100.0	1 154	
西部	79.4	20.6	100.0	753	
合计	84.3	15.7	100.0	3 171	
检验统计量	Gamma= 0.122, $p < 0.01$				
副省级以上城市	92.6	7.4	100.0	726	
一般省会城市和地级市	89.1	10.9	100.0	746	
县镇	78.5	21.5	100.0	1 715	
合计	84.2	15.8	100.0	3 187	
检验统计量	Gamma= 0.430, $p < 0.01$				

表4 城镇贫困户与非贫困户家庭主要劳动力就业形态分布比较

项目	非市场化就业	混合就业	市场化就业	合计	样本
非贫困户	10.3	27.4	62.3	100.0	2 585
贫困户	3.4	7.0	89.6	100.0	443
合计	9.3	24.4	66.3	100.0	3 028
检验统计量	Gamma= 0.647, $p < 0.01$				

(5) 在被调查户的政治和社会阶层地位方面,非贫困户中有党员的家庭比例是贫困户中相应比例的 2.5 倍;非贫困户中处于中上阶层的家庭比例是贫困户中的相应比例的 3.9 倍。可见,贫困户的政治地位和社会阶层地位也普遍较低。从户籍方面看,在非农户籍住户中贫困户占 13.7%,而在农业户籍住户中贫困户占了 26.2%,运用等级相关分析检验的结果表明,这种差异也是显著的(Gamma=-0.382, $p < 0.01$, $N = 3 187$)。

(6) 在社会保障参与方面,贫困家庭被调查者的参与率明显低于非贫困家庭被调查者的参与率,非贫困户被调查者中的参加养老保险和失业保险的比例,分别是贫困被调查者中相应比例的 3 倍与 4.4 倍,而非贫困户被调查者的医疗费用报销比例得分均值则是贫困户被调查者的相应均值的 3 倍。关于医疗费用报销,应当说,被调查者的得分总体上都是比较低的。就 3 049 为清楚自己的医疗费用报销情况的被调查者而言,完全自理的占 54.6%,能报销一点的占 18.0%,能报销 50% 以上的占 9.0%,能报销 70% 以上的占 18.4%。其中,非贫困

户被调查者 2 557 人,其 4 个相应比例分别为 50.3%、18.5%、10.1% 与 21.2%;贫困户被调查者 492 人,其 4 个比例分别为 77.0%、15.7%、3.7% 与 3.7%。运用等级相关分析进行检验,两者之间的差异是显著的(等级相关系数 Gamma=-0.537, $p < 0.01$, $N = 3 049$)。

(7) 在社会支持网络方面,贫困户在家庭遇到困难时从不同支持系统获得的帮助,与非贫困户相比,有不同的表现。所谓诉求型组织的支持度,在 2 类住户之间没有显著差异;工作和公共生活组织和私人关系网的支持度,则在 2 类住户之间有一定的差异,即非贫困户能得到的支持帮助都多于贫困户的,并且统计检验结果显示,这些差异是显著的。

(8) 在对社会公平状况方面,贫困家庭被调查者与非贫困家庭被调查者的评价也有不同表现。其中,2 类被调查者对城乡/地区/行业待遇公平度的评价,总体上没有显著的统计差异;而他们对公民权利待遇安排公平度与机会和财富分配公平度的评价,则呈现出非贫困家庭被调查者的评价高于贫困家庭被调查者的评价的趋势,并且统计检验显

示这种差异总体上是显著的。当然,还要看到,无论贫困家庭被调查者的评价,还是非贫困家庭被调查者的评价,总体上都是不高的,在以100为最高评价指数的情况下,两者的评价指数均值都没有超过40。

四、城镇住户贫困的影响因素分析

上述分析表明,在绝大多数相关指标上都显示出贫困户不同于非贫困户的经济社会特征,这表明,它们是可以用来对本文就城镇贫困成因问题提出的几个假设进行检验的。

基于前文的理论回顾和假设,我们构造了下面的半对数回归分析模型,对城镇贫困的影响因素进行分析,同时对本文所提出的假设进行经验的验证:

$$\text{Logistic}(Y) = a + \beta_h X_h + \beta_c X_c + \beta_m X_m + \beta_{ss} X_{ss} + \beta_{sc} X_{sc}$$

式中,因变量 Y 是一个关于贫困的二分变量,贫困=1,非贫困=0。 β_i 是各自变量组的回归系数矩阵。

X_h 是与家庭人力资本状况相关的自变量,包括家庭人口数、家庭主要劳动力受教育年限、家庭人均教育支出与家庭人均医疗支出占当年家庭人均收入的比例。

X_c 是与家庭物质资本相关的自变量,主要是家庭人均生产性固定资产、人均生产性流动资产和人均金融资产。另外,地区差异和城镇等级差异具有经济发展机会意义,也属于这一组,地区变量以西部为参照,分设东部与中部2个二分虚拟变量;城镇行政等级变量以县镇为参照,分设副省级以上城市与一般省会城市和地级市2个二分虚拟变量。

X_m 是与市场化影响相关的自变量,包括:家庭主要劳动力是否有失业者(虚拟变量,有失业者=1,无失业者=0);家庭主要劳动力就业形态,由于原变量包含3个选项,这里以非市场化就业为参照,将其分解为2个虚拟变量,即混合就业(非混合就业=0,混合就业=1)与市场化就业(非市场化就业=0,市场化就业=1)。

X_{ss} 是与城镇住户社会地位状况相关的自变量,都是虚拟变量,一是表征政治地位的党员变量(无党员户=0,有党员户=1);二是以家庭主要成员最高社会阶层地位测量的住户社会阶层地位(中上阶层=1,中下阶层=0);三是户籍虚拟变量(农业户籍=0,非农业户籍=1)。

X_{sc} 是与社会资本占有状况相关的自变量。包

括3组:一是被调查者的社会保障状况,其中,养老保险和失业保险是虚拟变量(参加=1,未参加=0),医疗费用报销情况是一个以赋值方式从分类变量转换来的定距变量。二是被调查户的社会支持网络,包括3个以加权评价指数表示的定比变量,即工作和公共生活组织支持度加权评价指数、诉求型组织支持度加权评价指数和私人网络支持度加权评价指数。三是被调查者对社会公平状况的评价,包括机会与财富分配公平度加权评价指数、公民权利制度安排公平度加权评价指数和城乡/地区/行业待遇公平度加权评价指数。

表5是基于本文设定相对贫困线对城镇贫困影响因素进行Logistic回归分析的结果。观察该表,可以得出以下主要发现。需要预先指出的是,对每一个变量的作用的分析,都是以模型中其他变量保持不变为前提的。另外,当一个变量计算出来的显著性水平(表5中的sig值)大于0.1时,我们便不认为该变量的作用具有统计意义。

从模型1看,家庭人口数起到了显著增加住户陷入贫困的风险,每增加1人,住户陷入贫困的风险将增加38.2%(在总模型中,其作用更大)。家庭主要劳动力受教育年数则具有显著降低贫困风险的作用,其每增加1年,贫困风险将降低21.4%。家庭人均教育支出和人均医疗费用占当年家庭人均收入的比例,则也是增加贫困风险的因素,前者每提升1个百分点,贫困风险将增加1.3%;后者每提升1个百分点,贫困风险将增加0.6%。这些结果部分地验证了前述关于贫困的“人力资本假设”(即使在总模型中,结论也是如此)。需要说明的是,家庭人口数只是一种人力资源,其中只有一部分可以成为人力资本(劳动力),人口多往往意味着劳动力相对少。教育和医疗支出在理论上应当成为人力资本投资,至少教育支出是这样。但是当以人均支出进入回归模型时,其作用没有显现出来;换成他们占当年家庭人均收入的比例之后,其作用得到显现,但却表现为增加贫困风险,这实际上反映了当时教育贵、看病贵的社会现实,给城镇住户造成了压力。

在模型2中,3种经济资本都产生了具有统计意义的影响,其中,家庭人均生产性固定资产每增加1000元,住户的贫困风险将降低7.8%;人均流动资金每增加1000元,贫困风险将降低24.1%(但在总模型中,该变量却没有产生具有统计意义的作用);人均金融资产每增加1000元,贫困风险将降

表5 城镇贫困的影响因素Logistic回归分析

项 目	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	总模型
Constant	-1.514*** (0.220)	-2.137*** (0.118)	-4.827*** (0.008)	-2.576*** (0.076)	-1.074*** (0.342)	-0.276 (0.759)
家庭人口数	0.382*** (1.466)	0.338*** (1.402)	0.452*** (1.571)	0.441*** (1.553)	0.360*** (1.434)	0.469*** (1.598)
主要劳动力平均受教育年数	-0.241*** (0.786)	-	-	-	-	-0.189*** (0.828)
家庭人均教育支出占人均收入的比例	0.013*** (1.013)	-	-	-	-	0.011*** (1.011)
家庭人均医疗费用占人均收入的比例	0.006*** (1.006)	-	-	-	-	0.005*** (1.005)
家庭人均生产性固定资产/元	-	-81** (922)	-	-	-	-72* (930)
家庭人均生产性流动资金/元	-	-276** (759)	-	-	-	256 (1000)
家庭人均金融资产/元	-	-280*** (756)	-	-	-	-147*** (863)
家住东部	-	-0.033 (0.967)	-	-	-	0.302 (1.325)
家住中部	-	-0.199 (0.820)	-	-	-	-0.597*** (0.551)
家住副省级及以上城市	-	-0.890*** (0.411)	-	-	-	-0.137 (0.872)
家住一般省会城市和地级市	-	-0.508*** (0.602)	-	-	-	-0.362* (0.697)
家庭主要劳动力全部市场化就业	-	-	-1.478*** (4.386)	-	-	-0.313 (0.731)
家庭主要劳动力混合就业	-	-	-0.232 (0.793)	-	-	-0.392 (0.676)
家庭主要劳动力中有无失业者	-	-	0.554*** (1.740)	-	-	0.544*** (1.723)
家庭主要成员中有中共党员	-	-	-	-0.511*** (0.600)	-	-0.492** (0.611)
家庭社会阶层地位处于社会中上层	-	-	-	-1.670*** (0.188)	-	-1.018 (0.361)***
非农户籍	-	-	-	-0.457*** (0.633)	-	-0.227 (0.797)
被调查者参加养老保险	-	-	-	-	-1.050*** (0.350)	-0.786*** (0.456)
被调查者参加失业保险	-	-	-	-	-0.432* (0.650)	-0.110 (0.896)
被调查者医疗费用报销比例得分	-	-	-	-	-0.353*** (0.702)	-0.288*** (0.749)
工作和公共生活组织支持度加权指数	-	-	-	-	0.001 (1.001)	-0.026*** (1.026)
诉求型组织支持度加权指数	-	-	-	-	0.000 (1.000)	-0.020* (0.980)
私人网络支持度加权指数	-	-	-	-	-0.011*** (0.989)	-0.009* (0.991)
机会与财富分配公平度加权指数	-	-	-	-	-0.016*** (0.985)	-0.009 (0.991)
公民权利制度安排公平度加权指数	-	-	-	-	-0.010 (0.990)	-0.009 (0.991)
地区/城乡/行业待遇公平度加权指数	-	-	-	-	0.006 (1.006)	0.006 (1.006)

<0.1; ** $P < 0.05$; *** $P < 0.01$.

注: (1)表格中括号外的数字为回归系数(B),括号内的数字为Exp(B)。由于空间限制,本表省略了Logistic回归模型的标准误差(S.E.)、Wald系数和自由度(均为1)。

(2)模型2~5保留家庭人口数作为一个控制变量。这是因为,在家庭总收入一定的情况下,家庭人口数始终是影响人均收入水平是否落入贫困陷阱的不变因素。

(3)对于诸模型,有如下总结:

模型1: $-2\text{Log likelihood}=2\ 059.575$, Cox & Snell $R^2=0.169$, Nagelkerke $R^2=0.293$, $N=3\ 063$ 。

模型2: $-2\text{Log likelihood}=2\ 050.632$, Cox & Snell $R^2=0.119$, Nagelkerke $R^2=0.204$, $N=2\ 741$ 。

模型3: $-2\text{Log likelihood}=2\ 173.010$, Cox & Snell $R^2=0.108$, Nagelkerke $R^2=0.192$, $N=3\ 028$ 。

模型4: $-2\text{Log likelihood}=1\ 960.993$, Cox & Snell $R^2=0.123$, Nagelkerke $R^2=0.223$, $N=2\ 905$ 。

模型5: $-2\text{Log likelihood}=2\ 286.613$, Cox & Snell $R^2=0.125$, Nagelkerke $R^2=0.214$, $N=3\ 049$ 。

总模型: $-2\text{Log likelihood}=1\ 224.915$, Cox & Snell $R^2=0.244$, Nagelkerke $R^2=0.441$, $N=2\ 332$ 。

低 24.4%。在具有影响经济社会发展机会的地区和城镇行政等级差异变量中,城镇行政等级的作用

比较突出,相对于家住县镇,家住副省级及以上城市可以使贫困风险降低 58.9%,家住一般省会城市

或地级市则可以降低 39.8% 的贫困风险(但在总模型中它们的作用没有这么明显)。家住东部与家住中部 2 个变量没有产生具有统计意义的作用,亦即相对于家住西部的被调查户,它们虽然具有降低贫困风险的作用,但统计上这种作用不显著,不过,在总模型中,家住中部相对于家住西部具有降低贫困风险的作用,降低幅度达到 44.9%。另外,如果把 3 个资产(资金)变量从模型中移除,家住中部相对于家住西部能产生显著降低贫困风险的作用(降低幅度为 22.2%,显著度为 0.52),但家住东部仍然没有产生统计上显著的影响。可见,从空间分布方面来说,地区的作用远不如城镇的行政等级的作用大。总的来说,所谓的“资源贫困假设”得到了程度较大但有条件的验证。

在模型 3 中,家庭主要劳动力就业完全市场化的影响特别突出,相对于完全非市场化就业,市场化就业模式将使城镇住户的贫困风险增加 147.8%;而混合就业模式则没有产生统计上显著的相对影响(但在总模型中,这 2 个变量都没有产生显著影响)。失业的影响也比较突出,与没有失业者的住户相比,有失业者的住户陷入贫困的风险高出 55.4%。不过,在总模型中,市场化就业模式没有产生具有统计显著性的影响,除了样本量的差异外,进入模型的变量不同也应当是重要原因所在,例如,比较模型 3 与总模型,家庭人口数的作用几乎不受影响。因此,本文根据经济学的相关理论提出的“市场化假设”基本上没有得到验证。

模型 4 处理的是关于贫困成因的“阶层化假设”。在控制家庭人口数之后,其余 3 个变量都产生了具有显著统计意义的影响,并且都是降低贫困风险。相对于家庭主要成员中没有党员的情况,有党员可以使贫困风险降低 40%;相对于家庭社会阶层地位处于中下层,处于中上层可使贫困风险降低 81.2%;相对于农业户籍,非农业户籍可使贫困风险降低 36.7%(在总模型中,非农户籍的影响不具有统计显著性)。这样,“阶层化假设”也得到了验证。

模型 5 处理的是与关于贫困的“社会排斥假设”相关的贫困影响因素。在控制了家庭人口数之后,该模型中的 9 个变量中有 5 个变量产生了统计上显著的影响,它们的作用都是降低贫困风险。其中,被调查者参加养老保险可使其家庭陷入贫困的风险降低 65.0%,参加失业保险可使贫困风险降低 35.0%,医疗费用报销比例每提高 1 个等级可使贫困风险降低 29.8%,私人网络支持度加权指数每提

高 1 个点可使贫困风险降低 1.1%,机会与财富分配公平度加权指数每提高 1 个点可使贫困风险降低 1.5%。我们或许这样理解,城镇贫困住户在这 5 个方面都受到了程度不同的排斥。但是,在总模型中,参加失业保险以及机会与财富分配公平度加权指数没有产生显著作用,而工作和公共生活组织支持度加权指数以及诉求型组织支持度加权指数则产生了较大的作用,前者增加贫困风险,后者降低贫困风险,这意味着,前者没有对贫困住户形成排斥,而后者则有某种排斥性影响。其他变量没有造成显著的统计影响,则可以认为,它们基本上也没有对贫困户造成排斥。可见,各种相关社会因素是否对贫困住户造成社会排斥影响,是一个比较复杂的问题。概括地说,关于贫困成因的“社会排斥假设”只能得到部分的验证,中国社会尚未对贫困人口形成全面排斥的格局。

五、简要结论与讨论

以上从多个方面对城镇贫困进行了描述和分析,总结起来,可以得到以下 4 个概括性的结论,其中不少属于本次调查研究的新发现。

首先,从调查数据看,现阶段中国城镇的贫困面是比较大的,调查的贫困发生率达到了 2 位数的水平。

其次,城镇贫困的地区分布趋势是,东部贫困面最小,中部次之,西部最大。与此同时,城镇的行政等级差异形成了城镇贫困分布差异,副省级及以上城市的贫困面最小,一般省会城市和地级市的贫困面次之,县镇的贫困面最大。而且,城镇行政等级差异造成的贫困分布差异比地区差异更为突出。

第三,通过对城镇贫困人口的特征分析可以看到,与非贫困人口相比,城镇贫困人口在家庭人力资源、经济资源、社会结构地位和社会资本占有状况等方面都处于劣势,在经济市场化的过程中也处于不利境地。

第四,回归分析显示,本文基于理论回顾提出的关于城镇贫困成因的“能力贫困假设”、“资源贫困假设”、“阶层化假设”和“社会排斥假设”都得到了不同程度的支持,而“市场化假设”则没有得到支持。因此,一方面,城镇贫困是一个非常复杂的问题;另一方面,至少在现阶段,市场化过程不是减少贫困,而是引发更多的贫困,这既是市场化过程中的分配机制不完善所使然,也是市场化所需要的配

套制度建设不完善的结果,例如,在社会保障方面,城镇贫困人口在相当程度上受到排斥。

基于上述结论,这里需要进一步讨论的问题是,中国下一步反贫困工作的重点究竟是什么?人们曾经认为,经济发展即使不是减贫的唯一路径,也是最主要的路径^[38]。但目前更多人倾向于认为,经济增长与分配对于反贫困都是重要的^[39]。本章的分析也表明,首先,经济增长是减少贫困的重要因素,例如,城镇贫困发生率表现出从西部到

东部到中部、从县镇到副省级及以上城市降低的双重趋势,就很好地说明了增长水平对于减少城镇贫困的意义。其次,解决好分配问题现在已经显得特别的重要。城镇贫困分布的阶层差异,在某种程度上就是分配不平等导致贫困增加的重要证据。第三,还要指出,减少各种制度性的和社会性的排斥,增加城镇贫困人口的社会参与,是城镇反贫困的更为基础性的任务。

参考文献:

- [1] 民政部. 中国民政统计年鉴 2008[Z]. 北京: 中国统计出版社, 2008.
- [2] 中国社会科学院城市发展与环境研究中心. 中国城市发展报告 NO.1[Z]. 北京: 社会科学文献出版社, 2007.
- [3] 袁媛, 薛德升, 许学强. 转型时期我国城市贫困研究述评[J]. 人文地理, 2006(1): 93-99.
- [4] 国城调. 中国城镇居民贫困的测量[J]. 中国统计, 1997(3): 13-16.
- [5] 李培林, 张翼. 消费分层: 启动经济的一个重要视点[J]. 中国社会科学, 2000(1): 52-61
- [6] 顾朝林. 城市社会学[M]. 南京: 东南大学出版社, 2002.
- [7] 莫泰基. 香港贫困与社会保障[M]. 中国香港: 中华书局(香港), 1993.
- [8] 唐钧. 中国城市居民贫困线研究 [M]. 上海: 上海社会科学院出版社, 1998.
- [9] 周沛. 一个不容忽视的事实——城市绝对贫困现象研究 [J]. 南京大学学报: 哲学·人文科学·社会科学, 2000, 37(6): 123-130.
- [10] 赵晓彪, 施小梅. 城市贫困人口问题初探[J]. 人口学刊, 1998(1): 37-40.
- [11] 潘纪民, 陈郁, 黄自义, 等. 宁夏城镇居民贫困问题研究[J]. 宁夏社会科学, 1999(3): 54-62.
- [12] 盛朗. 中国城市贫困人口数量分析[J]. 人口研究, 1999(6): 1-8.
- [13] MOYNIHAN D P. On Understanding Poverty: Perspectives from the Social Science[M]. New York: Basic Books Inc, 1969.
- [14] 周怡. 贫困研究: 结构解释与文化解释的对垒[J]. 社会学研究, 2002(3): 49-63.
- [15] 胡景北. 中国经济发展过程中的城市贫困的理论分析[A]. 李实, 佐藤宏. 经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距分析[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2004.
- [16] 中国劳动科学研究院劳动科学研究所. 利用样本数据对沈阳和武汉下岗职工状况的分析报告[R]. 研究论坛, 2000.
- [17] TOWNSEND P. Measures and Explanations of Poverty in High Income and Low Income Countries: The problems of Operationalizing the Concepts of Development, Class and Poverty”, in P. Townsend (ed.): The Concept of Poverty. London: Heinemann, 1971.
- [18] 森·阿玛蒂亚. 论经济不平等 不平等之再考察[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006.
- [19] 迪帕·纳拉扬, 拉伊·帕特尔, 凯·沙夫特, 等. 谁倾听我们的声音[M]. 付岩梅, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2001.
- [20] 关信平. 中国城市贫困问题研究[M]. 长沙: 湖南人民出版社, 1999.
- [21] 张茂林, 张善余. 社会转型期城镇贫困人口特征、成因及其思考[J]. 人口学刊, 1996(3): 9-16.
- [22] 王培喧. 城市贫困问题的诊断[J]. 南京大学学报: 哲学人文社会科学版, 1998(1): 142-148.
- [23] 张敦福. 城市相对贫困问题中的特殊群体城市农民工[J]. 人口研究, 1998, 22(2): 50-53.
- [24] 马清裕, 陈田, 牛亚菲. 北京城市贫困人口特征、成因及其解困对策[J]. 地理研究, 1999, 18(4): 400-406.

- [25] 陈宗胜, 周云波. 体制改革对城镇居民收入差别的影响[J]. 中国社会科学, 2001(6): 54-62.
- [26] 刘玉亭, 何深静, 顾朝林. 国内城市贫困问题研究[J]. 城市问题, 2002(5): 45-49.
- [27] 石彤. 社会转型时期的社会排挤——以国企下岗失业女工为视角[M]. 北京: 北京大学出版社, 2004.
- [28] De Haan, A. Social Exclusion: Enriching the Understanding of Deprivation[J]. Studies in Social and Political Thought, Issue 2, 2000(March): 22-40.
- [29] GANS H J. The Uses of Poverty: The Poor Pay All[J]. Social Policy, 1971(July/August): 20-24.
- [30] ØYENE. Poverty Research Rethought[A]. ØYEN E, MILLER S M, SAMAD S A. Poverty: A Global Review. Handbook on International Poverty Research[M]. Oslo: Scandinavian University Press, 1996.
- [31] SO A Y. The Changing Pattern of Classes and Conflicts in China[J]. Journal of Contemporary China, 2003, 33(3): 363-376.
- [32] 林卡, 范晓光. 贫困和反贫困——对中国贫困类型变迁及反贫困政策的研究[J]. 社会科学战线, 2006(1): 187-194.
- [33] 孙立平. 贫困是什么?[EB/OL]. 中国三农信息网, 2008-12-05.
- [34] 任芳. 我国国企改革四大基本问题已初步解决[EB/OL]. 新华社, 2007-01-04.
- [35] 陆学艺. 当代中国社会阶层结构研究报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2001.
- [36] 中国发展研究基金会. 中国发展报告 2007[R]. 北京: 社会科学文献出版社, 2007.
- [37] 李实, KNIGHT J. 中国城市贫困中的三种类型[A]. 李实, 佐藤宏. 经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距分析[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2004.
- [38] 康晓光. 90年代中国贫困与反贫困战略[EB/OL]. 中国扶贫信息网, 2008-11-11.
- [39] 胡兵, 赖景升, 胡宝娣. 经济增长、收入分配与贫困缓解——基于中国农村贫困变动的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(5): 33-42.

Analysis on Main Economic and Social Nature and Impact Infectors About Urban Poverty in China

CHEN Guang-jin

(Institute of Sociology, Chinese Academy of Science, Beijing 100732, China)

Abstract: The analysis on main economic and social nature and impact infectors about urban poverty in China is based on the data: sampling survey of social stable and harmony. This paper comes to conclusion that poverty probability has come to above 10%. The household of poverty have been trapped into adverse condition in household capital, economic resources, social structural position and social capital, and they are excluded. Finally the paper demonstrates that a presumption about the cause of poverty formation is not confirmed.

Keywords: urban poverty; occurred probability; poverty character; cause of poverty formation

[责任编辑: 刘健]