中国城乡居民财产分布的实证研究*

梁运文 霍 震 刘 凯

内容提要:本文利用奥尔多中心的调查数据,从三个方面对我国城乡居民财产分布状况进行了详细的实证分析。首先刻画了我国城乡居民财产分布的总体统计特征;然后从财产构成出发,对我国城乡居民财产分布进行了结构分解;最后,通过依照个体特征细分样本以及估算财产函数两种方式,探讨了财产分布及其不平等的内在因果关系。本文发现:我国财产分布的不平等程度已经比较严重,特别是农村财产分布的基尼系数已经超过城市;金融性资产和房产分布的不平等是净财产分布不平等的主要来源;职业、受教育程度以及党员身份对居民财产积累影响显著。

关键词: 财产分布 贫富差距 基尼系数 财产函数

一、引言

收入与财产分布不平等引致的中国经济消费、投资与出口不均衡发展,是我国当前经济和社会发展所面临的最重要问题之一。由于工资和收入数据相对容易获得,因此关于我国收入分布及其不平等状况的研究较多(李实、赵人伟,1999;周浩、邹薇,2008)。但是本文认为,财产分布的不平等对个人消费与投资决策以及整个中国经济发展有着更加深刻的影响。从微观角度而言,个体在进行消费、储蓄决策时关注的是当前财产水平以及未来预期收入,是财产存量而非当期收入在很大程度上决定了个体消费和储蓄计划。从宏观角度而言,财产分布状况是影响国民储蓄和消费结构的重要因素,因而也是影响中国经济结构和社会和谐发展程度的重要因素。因此,本文认为,对我国城乡居民财产分布的现状进行较为详细的实证分析,具有重要的意义。

欧美等发达国家很早就通过居民问卷调查方式进行财产分布状况的估计,并且已经形成了较为成熟的调查问卷系统,如美国的 SCF 和 PSID 数据(Wolff, 1998; Wolff and Gittleman, 2004; Diaz-Gimenez et al, 1997),加拿大的 ADS 和 SFS 数据(Morissette et al, 2002),澳大利亚的 HILDA 数据(Heady et al, 2004),德国的 ICS 数据(Hauser and Stein, 2003),瑞典的 SS 和 HUS 数据(Klewmarken, 2003)等。然而我国目前还没有形成长期和标准的财产普查,现有研究中国财产分布状况的文献大都利用中国社会科学院经济研究所的调查数据。李实、魏众、古斯塔夫森(2000)利用中国社科院1995年的调查数据考察了中国城镇居民财产分布的基本情况并进行了财产函数的估计;Meng (2007)利用中国社科院1995年、1999年以及2002年的数据研究了中国城镇居民财产的分布及其决定因素;李实等(2005)对我国1995年和2002年的财产分布情况进行了对比分析,并从不同角度对财产分布不平等的来源进行了分解;赵人伟(2007)采用2002年数据分析了我国收入与财产分配之间的关系。

尽管上述文献填补了关于我国财产分布研究的空白,并且也得到了许多有意义的结论,但是这

^{*} 梁运文,广西大学商学院,邮政编码:530004,电子信箱: liangyumwen@ 163. com; 霍震,美国明尼苏达大学经济学系,电子信箱: econjames@ gmail. com; 刘凯,英国剑桥大学经济学系,电子信箱: liubikai@ gmail. com。本文是"消费投资诺斯分析与中国经济均衡发展产权对策研究"(X061132)的阶段性成果,作者感谢奥尔多中心在数据支持方面的大力帮助,感谢中国人民大学经济学院陈彦斌教授在研究思路上的有益建议,感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见和修改建议,但文责自负。

些研究仍然存在一些不足的地方。例如,以往研究所使用的最新数据是 2002 年,然而随着我国经济的快速发展,居民财产迅速积累,财产分布的状况已经发生了较大变化,过去的研究并不能准确反映当前的财产分布情况。采用更新、更为全面的调查数据对我国财产分布情况进行分析显得十分必要。其次,本文注意到,在中国社科院 1995 年、1999 年和 2002 年调查数据的样本中,财产全部为正,没有负财产或者零财产,这显然不尽合理。

奥尔多中心从 2005 年起对我国城镇和农村居民的财产与收入状况以及投资心理和行为进行入户调查, 李涛(2006, 2007), 陈彦斌(2008a, 2008b) 以及陈彦斌等(2009) 已经利用这些数据进行了一些研究, 研究结果表明奥尔多中心的数据质量良好。陈彦斌(2008a) 对城乡财产分布进行了对比研究, 在十等分组法的基础上初步考察了中国城乡居民的财产分布状况。陈彦斌(2008b) 的研究表明, 城乡居民中大约有 5.5% 的家庭为负财产或零财产, 对这一部分家庭的研究具有重要的理论意义和政策价值。如果考虑负财产, 那么传统的基尼系数等计算方法将不再适用; 同时在估计财产函数时, 将财产进行简单的对数处理也不再适用。陈彦斌等(2009) 通过构建一个动态随机一般均衡模型对中国城镇居民的财产分布进行了拟合与解释, 在此过程中他们对中国城镇财产分布进行了简单的描述。但总的来说, 目前关于我国城乡居民财产分布状况的实证研究在广度和深度上都有所欠缺, 有必要进行更为详尽和深入的分析。

基于以上考虑,本文研究目标是利用奥尔多中心 2005 年和 2007 年调查数据对我国城乡居民财产分布状况进行尽可能详细的实证分析,为以后进一步的理论研究以及制定中国经济发展的政策提供实证基础。本文将从以下三个方面考察我国城乡居民财产分布状况:一是描述、刻画某一群体财产分布的总体状况,即财产分布的总体统计特征。包括绘制财产分布图与洛伦兹曲线,计算基尼系数和变异系数等反应总体不平等程度的指标,利用分位法或者十等分组法等分析总体分布的分位特征。二是从财产的构成出发对财产分布进行结构上的分解与分析,即分析各个分项财产对总财产分布及其不平等程度的影响。三是讨论财产分布及其不平等的内在因果关系,即探讨哪些因素导致了居民财产水平的差异,这又可以从两个层面来进行分析:一是通过将总体样本数据按照居民个体特征进行拆分,对各个子样本进行统计分析并与总体样本特征进行比对研究;二是估算财产函数,通过计量回归分析来探讨对居民财产水平产生显著影响的个体特征。

本文以下内容的结构安排如下: 第二节介绍本文的数据样本和测量指标; 第三节讨论我国城乡居民财产分布的总体统计特征; 第四节从财产的构成出发对财产分布进行了结构上的分解与分析, 着重讨论了金融资产和房地产分布不平等程度与总财产分布不平等的关系; 第五节利用统计分析和回归分析, 从被访者的年龄、职业、教育程度、健康状况、婚姻状况和政治面貌等六个方面分析造成居民财产水平差异的原因; 最后, 本文第六节进行研究总结和运用展望。

二、数据处理与指标选择

本文采用奥尔多中心 2005 年和 2007 年"投资者行为调查"数据。由于在问卷填写时出现了少填、漏填以及非客观填写等问题,为保证问卷的有效性,本文按照陈彦斌(2008a) 的方法对问卷进行了剔除。经过剔除,2005 年的城镇有效问卷共 1449 份,2007 年城镇有效问卷共 1123 份,2007 年农村有效问卷共 522 份。 $^{\odot}$

按照国际惯例, 财产的定义为总资产与总负债之差, 即净财产值。资产分为金融性资产、住房

① 根据本文的统计结果, 我国城镇居民财产最多的 1% 家庭占总财产比例也接近 10%, 农村居民财产最多的 1% 家庭占总财产比例则超过 10%, 因此从样本中删除这部分家庭必然会扭曲估计结果。此外, 在通过模型拟合财产分布的研究中, 最为困难也最有价值的部分同样是拟合财产分布最顶端家庭的分布结果, 删除这部分样本则会令今后理论模型的校准十分困难。

估计价值、家庭耐用消费品估值、生产性资产及其他五大类,负债则包括大宗消费品借贷及其他两大类。在对财产进行估计时,本文以家庭而非个人为分析单位,这是因为在组成家庭之后,很难将财产在家庭成员之间作出区分。为了比较不同年份的数据,本文以消费者价格指数作为通货膨胀率的衡量指标,将数据进行了适当处理。

本文的研究重点之一是财产分布不平等程度的度量,采用的度量指标主要有基尼系数、变异系数以及扭曲系数。相关定义以及用来处理负财产的调整后的基尼系数的计算方法,参见了陈彦斌、霍震、陈军(2009)的研究成果。本文还将考察财产分布的洛仑兹曲线、核密度分布图、累计密度函数图、频率分布直方图等。此外,为了考察分项财产对财产分布的影响,本文将计算分项财产对不平等的贡献率,计算方法与李实、魏众、丁赛(2005)一致。

本文的另一个重点是研究个体特征对居民财产水平的影响。根据调查问卷的选项,本文将讨论年龄、职业、教育程度、健康状况、婚姻状况和政治面貌6类个人特征,这些特征是关于财产分布的已有文献所经常涉及的。具体而言:年龄分为19岁及以下、20—29岁、30—39岁、40—49岁、50—59岁、60岁及以上六组;城镇职业状况分为七大类,分别是:职业1(公务员)、职业2(工程技术人员、企业管理人员)、职业3(工人、服务业工作人员)、职业4(教师及科研人员)、职业5(下岗或失业)、职业6(个体户、私营企业主)、职业7(离退休人员、军人、自由职业者、学生、家务劳动者、丧失劳动能力者、其他);农村职业状况也分为七类:职业1(工作或就业,不包括在本地或外地打工)、职业2(从事家庭农业活动)、职业3(从事其他家庭经营活动)、职业4(在本地打工)、职业5(在外地打工)、职业6(下岗或失业)、职业7(离退休人员、学生、家务劳动者、丧失劳动能力者、其他);教育程度分为五类:未上过学和扫盲班、小学和初中、高中和中专、大专和本科、研究生及以上;健康状况分为五类:非常好、较好、一般、较差、非常差。婚姻状况分为四类:已婚、未婚、离异、丧偶;政治面貌分为中共党员、民主党派和无党派三种。

三、财产分布的总体统计特征

1. 收入分布的统计特征

尽管本文主要研究的

表 1

中国城乡居民家庭收入分布的统计特征

是财产分布,但由于以下两个原因,本文首先介绍收入分布的情况:(1)收入是流量,财产是存量,收入是影响财产的重要因素:

	基尼系数	均值(元)	中位数(元)	扭曲系数	变异系数
2005年城镇	0. 45	4524. 70	3000.00	1. 51	1. 53
2007年城镇	0. 57	5743. 60	3008. 37	1. 91	2. 87
2007年农村	0. 45	1297. 15	861. 77	1. 51	0. 90

(2) 正如前文所提到的,目前关于中国收入分布及其不平等状况的研究较多,为了充分了解财产分布的特点,有必要将其与收入分布进行比较研究。 表 1 显示,从 2005 年到 2007 年,城镇居民收入分布的基尼系数从 0.45 上升到 0.57,增长幅度达到 27%;同时,扭曲系数和变异系数也分别从 1.51 和 1.53 上升到 1.91 和 2.87。 这说明城镇居民的收入分布差距扩大的趋势已经十分明显,其原因主要在于收入分布顶端的家庭收入增加迅速,而收入分布底端的家庭则更加贫困。 ①从表 2 可以看出,2007 年收入最高的 1% 家庭的收入占全部收入的比重达到了 23.53%,而在 2005 年为 12.43%,上升了将近 1 倍。 2007 年收入最高的 10% 家庭的收入占全部收入的比重高达 50%,比 2005 年增

① 考虑到本文所采用的数据库样本较少, 收入分布在两年内发生了较为明显的变化, 本文不能够完全排除样本极端值的影响, 但如前文所述, 利弊权衡, 本文仍然采用了全部样本进行研究。此外, 李实、魏众、古斯塔夫森(2000)的研究结果表明 1995 年我国城镇居民可支配收入的基尼系数为 0 281, 赵人伟(2007)的研究显示 2002 年全国收入分配的基尼系数达到 0.454。

加了 14个百分点。反观低收入家庭, 2007 年收入最低的 10% 家庭的收入占全部收入的比重仅为 1.28%, 这一比重相对于 2005 年下降了将近 40%。在 2005 年, 收入最高的 10% 家庭与收入最低的 10% 家庭的收入均值之比为 17.52, 到 2007 年, 这一比重上升到 39。根据十等分组法的统计结果,除了最高的 1 组之外, 2005 年各组收入占总收入的比重都比 2007 年要高, 这进一步显示了收入差距的两极分化, 特别是高收入家庭收入快速增长趋势。

=	\sim
7	,

中国城乡居民家庭收入分布的分位特征

		2005 年城镇			2007 年城镇		2007 年农村			
	均值(元)	中位数(元)	百分比	均值(元)	中位数(元)	百分比	均值(元)	中位数(元)	百分比	
底端 1%	350	340	0.08%	245	282	0. 04%	41	47	0. 03%	
5%	745	800	0.82%	550	564	0. 48%	78	78	0. 30%	
10%	936	1000	2.07%	733	752	1. 28%	125	157	0. 97%	
顶端 1%	57107	40250	12. 43%	13 5889	112814	23. 53%	6737	6267	5. 14%	
5%	23586	15000	26. 03%	48322	28203	41. 84%	4701	3917	17. 94%	
10%	16395	10000	36. 18%	28617	11281	50. 00%	3968	3917	30. 89%	

从图 1 的洛仑兹曲线来看, 2007 年与 2005 年的洛仑兹曲线没有交点, 在每一个百分位上 2007 年的洛仑兹曲线都比 2005 年要低, 这说明 2007 年收入分布的不平等程度更高。图 2 核密度函数图 也表明, 2007 年低收入家庭比 2005 年左移, 高收入家庭右移。

2007 年城镇与农村的收入分布相比,城镇的不平等程度更高。从总量指标来看,农村收入分布的基尼系数、扭曲系数和变异系数分别为 0. 45、1.51 和 0.9,都低于城镇的相应指标。从表 2 可以看出,农村家庭和城市收入最低的 1%、5%和 10%的家庭,收入份额大致相同,但是在收入分布顶端,农村家庭的份额远远小于城市家庭。十等分组法的统计结果也显示,相对于城市,农村的收入分布较为集中,除了第 1 组和第 10 组,农村家庭每组的收入份额都高于相应城市家庭的份额。从收入的绝对值来看,城镇居民的收入远高于农村,其收入均值大约为农村的 4.5 倍。

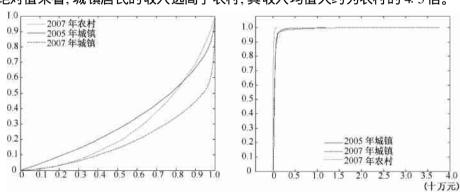
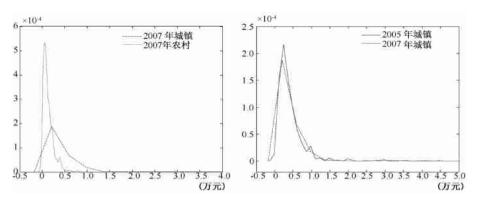


图 1 中国城乡居民家庭收入分布的洛伦兹曲线和累计密度函数

从图 1 洛仑兹曲线来看, 在收入分布底端, 城镇与农村的洛仑兹曲线基本重合, 这与十等分组法显示的结果一致。在 30% 点之后, 城镇洛仑兹曲线开始低于农村的洛仑兹曲线, 并且差距越来越大, 这说明收入分布顶端的城镇家庭其收入占总样本的份额过高。从图 1 累计密度函数图来看, 城镇家庭的收入普遍高于农村家庭, 而农村家庭的收入分布更为集中。从图 2 核密度分布图来看, 二者的分布图型差异很大, 城镇家庭的收入比农村家庭更为分散, 并且高收入家庭的收入更高。

2. 财产分布的统计特征

陈彦斌等(2009)已经考察了2005年和2007年中国城镇居民财产分布的总体状况,但他们并没有同时考察农村居民的财产分布状况。所以,本文在详细考察城乡居民财产分布状况的时候,将以



中国城乡居民家庭收入分布的核密度函数

城乡的比较分析为主。

表3

中国城乡居民财产分布的统计特征

	基尼系数	均值(元)	中位数(元)	扭曲系数	变异系数	负财产比例
2005 年城镇	0. 56	336094	215000	1. 56	1 29	2. 22%
2007 年城镇	0. 58	295679	188023	1. 57	1. 29	5. 43%
2007 年农村	0. 62	59061	32293	1. 83	1. 65	5. 56%

与收入分布相比, 家庭的财产分布具有更强的异质性。 影响收入分布的各种因素都会影响财 产的分布,同时,家庭的财产持有量又受到长辈遗赠、资产价格波动、自然灾害等多种因素影响。此 外,由于财产可能为负,这又提高了财产分布的分散程度。因此,通常来讲财产分布比收入分布的 不平等程度更高。从表 1 和表 3 的结果对比可以看出, 无论是城镇还是农村, 财产分布的基尼系数 都要大于相应收入分布的基尼系数。应当注意的是, 收入分布的不平等程度并不能代表财产分布 的不平等程度, 2005 年和 2007 年城镇的收入分布基尼系数相差很大, 但是财产分布的基尼系数非 常接近: 2007 年城镇的收入分布基尼系数高于农村, 但是农村的财产分布基尼系数高于城镇。这 种差异性也是本文专门研究财产分布的意义所在。在本文的样本中, 2005 年城镇家庭负财产所占 比重最低, 为 2.22%, 而 2007 年城镇和农村的负财产比重则分别达到了 5.43% 和 5.56%。这一比 重变动证明了在财产分布的研究中,不能简单地忽视负财产的存在或者将其处理为零财产。

表4

中国城乡居民家庭财产分布的分位特征

		2005 年城镇			2007 年城镇		2007 年农村			
	均值(元)	中位数(元)	百分比	均值(元)	中位数(元)	百分比	均值(元)	中位数(元)	百分比	
底端 1%	- 170803	- 150000	- 0. 49%	- 253214	- 220457	- 0. 84%	- 42510	- 43518	- 0.69%	
5%	- 42087	175	- 0. 62%	- 94122	- 51236	- 1. 59%	- 17842	- 14266	- 1.50%	
10%	- 15374	3000	- 0. 46%	- 45243	- 7991	- 1. 53%	- 8470	- 1030	- 1. 43%	
顶端1%	3000129	2700000	8. 62%	2638561	2350287	8. 74%	726186	637590	11. 78%	
5%	1750454	1531000	25. 88%	1383029	1081367	23. 32%	35 2697	283022	29. 74%	
10%	1316825	1040500	39. 21%	1095917	901344	36. 97%	25 8888	193382	43. 67%	

2007 年城市与 2005 年城市相比, 财产分布的不平等程度基本相同: 2007 年城市与 2007 年农村 相比,农村的财产分布不平等程度明显更为严重,其基尼系数达到 0.62,变异系数和扭曲系数分别 为 1.83 和 1.65, 都高于城市的相应指数。从表 4 可以看出.城镇和农村在财产分布底端的 1%、5% 和 10% 家庭的财产份额比较接近, 而在财产分布顶端的 1%、5% 和 10% 农村家庭的财产份额都要 超过城镇家庭,最高的1%农村家庭的财产份额超过10%,最高的10%农村家庭的财产份额超过了 40%,这是农村财产分布基尼系数高于城镇的原因。

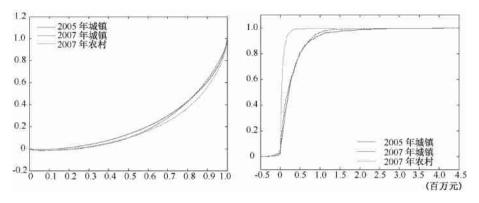


图 3 中国城乡居民财产分布的洛伦兹曲线和累计密度函数

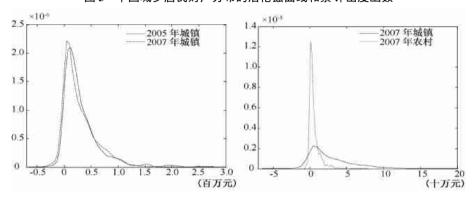


图 4 中国城乡居民财产分布的核密度函数

2007年农村财产分布的洛伦兹曲线明显在城镇洛伦兹曲线的下方,这表明其财产分布的不平等程度比城镇更为严重。2007年城镇和农村的财产的均值分别为295679元和59061元,城镇财产均值约为农村的5倍,这使得从累计密度函数图和核密度函数图来比较二者的分布情况较为困难。因此,本文选择比较二者的频率分布直方图,从图3和图4中可以看出,农村的财产分布更为分散。

根据李实等(2005)的研究, 我国城镇居民财产分布的基尼系数在1995年和2002年分别为0.52和0.48, 而农村居民财产分布的基尼系数在1995年和2002年分别为0.33和0.40。本文2005年和2007年的数据显示, 无论是城镇还是农村, 财产分布的基尼系数都有着明显的上升, 财产分布的不平等程度呈进一步恶化的趋势。

与其他国家相比,我国财产分布不平等程度仍低于一些发达国家。美国是财产分布不平等最严重的国家之一,其基尼系数达到 0.78。其他一些主要发达国家的基尼系数也在 0.5 以上(Cagetti and De Nardi, 2006)。

3. 收入分布与财产分布的关系

从截面数据来看, 高收入家庭倾向于拥有较多财产。这是因为一方面财产通过收入积累得到, 高收入更容易积累财产; 另一方面, 个体一生中收入最高的阶段通常在 40 —60 岁, 而这一时期也往往是财产积累的最高峰。与此同时, 本文也考虑到了收入与财产可能发生背离的情况, 例如某些家庭因为家庭成员罹患疾病需要支付高额的医疗费用, 这时尽管家庭收入较高, 但是财产持有量可能偏低。

为了分析收入分布与财产分布的关系,本文遵循 Meng(2007)的方法,将家庭财产按照家庭收入排序,作图时纵坐标为在收入分布的各个百分位上对应的财产均值。从图 5 中可以看出,无论是在城镇还是农村,无论是在2005年还是在2007年,财产分布与收入分布都表现出明显的正相关关

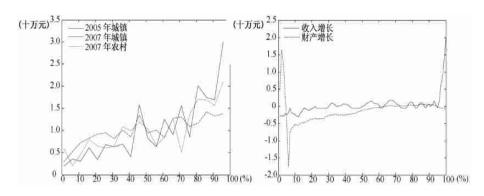


图 5 中国城乡居民财产一收入曲线以及 GIC 曲线

系,随着收入的提高,财产均值也相应增加。 但同时可以看到,收入与财产水平并不是简单的线性 关系,随着收入水平的提高,财产增加的速度越来越快。这一结果与Meng(2007)一致,它反映了高 收入水平家庭的储蓄率高于低收入水平家庭的储蓄率。

以上的分析从截面数据的角度考察了收入分布与财产分布的关系。为了考察收入分布与财产 分布的动态变化关系, 本文利用 GIC (growth incidence curve, Ravallion and Chen, 2001; Luo and Zhu, 2008) 研究收入和财产的增长情况。GIC 曲线的定义如下:

$$f(x) = \frac{y_{2007}(x)}{y_{2005}(x)} - 1 \tag{1}$$

其中,x 为第x 个百分位, $\gamma(x)$ 为第 x 个百分位上的财产或收入值。通过 GIC 曲线,可以判断在收 入或财产分布的各个百分位上的增长情况。由于没有2005年农村的相关数据,本文只能研究城镇 的收入和财产增长情况。从图 5 中可以看出,在均值以下,收入为负增长,这说明低收入家庭的经 济情况恶化: 从 50% 到 90% 的区间. 收入基本保持不变: 而收入最高的 10% 的家庭其收入迅速增 长。这与本文在收入分布基本情况中所得到的结果一致, 同时进一步说明 2007 年收入分布不平等 加剧的原因主要在于分布的两极化趋势。在财产收入的底端,增长情况波动很大,这可能是由于样 本数量不够大, 出现了一些极端值。整体来看, 2007 年较 2005 年财产值并没有增长, 反而有轻微的 下降, 这也与前文十等分组法观察到的结果一致。

四、财产分布的结构分解

上节内容从整体上分析了我国城乡财产分布的基本情况,本节则从家庭财产结构的角度更加 细致地研究财产分布及其不平等状况。在城镇家庭财产分布中,金融类资产和自有房屋估计价值 是居民资产的主要组成部分。表 5 显示, 2005 年这两种资产占财产的份额分别为 30.65%和 71. 34%, 2007 年为 44. 94% 和 53. 41%。大宗消费品(住房和汽车) 的借贷则是居民负债的主要来 源, 2005 年和 2007 年分别占财产的- 8. 59% 和- 12. 82%。这几项分项资产分布的不平等程度直 接决定了居民财产分布的不平等程度。其中,金融类资产对不平等程度的贡献率大约为30%,自 有房屋估计价值对不平等的贡献率则达到了60%左右,这两项资产可以解释大约90%的总财产不 平等程度: 而大宗消费品借贷对净资产不平等程度的贡献率大约为-2%,反映了这一分项资产降 低了财产分布的不平等程度。2005年财产分布两端的家庭金融类资产的持有比例十分接近,但是 在2007年顶端家庭金融类资产的持有比例出现了下降,底端家庭金融类资产持有比例有所上升。 在 2005 年住房估计价值是财产分布底端家庭财产的主要构成因素, 但是在 2007 年财产分布底端 的家庭基本没有房产。与之相对应的是 2007 年财产分布底端家庭由于购买住宅或汽车进行的借 贷在负债中的比例有了显著上升。图 6 的洛仑兹曲线显示, 2005 年金融性资产的不平等程度明显

高于总财产和住房估计价值分布的不平等程度, 其基尼系数达到 0.67; 2007 年住房估计价值分布的不平等程度明显加剧, 基尼系数达到了 0.72, 这是 2007 年财产分布不平等程度提高的主要原因。从分项财产对总财产分布不平等的贡献率来看, 本文的研究结果与李实等(2005)的研究结果比较接近, 金融资产和住房估计价值(李实等使用"净房产")为财产分布不平等的主要来源。

表 5

中国城乡居民财产分布的结构分解

	份额	均值(元)	基尼系数	集中率	贡献率	底端 5%	底端 10%	顶端 5%	顶端10%
2005 年城镇资产									•
金融类资产	30. 65%	103025	0. 67	51. 43%	28. 39%	35. 02%	30 50%	34. 34%	33 48%
住房估计价值	71. 34%	239773	0. 58	51. 48%	66. 13%	134. 73%	125 78%	54. 93%	58 38%
生产性资产	3. 46%	11617	0. 97	74.78%	4. 65%	5. 43%	3 95%	10. 65%	6 71%
其他	4. 16%	13991	0. 84	53 45%	4. 01%	10. 54%	7. 71%	4. 26%	3 34%
2005 年城镇负债	•		•						
大宗消费品	- 8 59%	- 28875	0. 91	17. 10%	- 2 65%	- 79. 92%	- 64 54%	0 00%	0.00%
其他	- 1.07%	- 3586	0. 98	22 04%	- 0 42%	- 6. 20%	- 3 78%	- 4 19%	- 1.92%
2007 年城镇资产		•	•				•		
金融类资产	44. 94%	132892	0. 58	37. 96%	29. 42%	43. 68%	60 07%	26. 44%	28 84%
住房估计价值	53. 41%	157908	0. 72	61. 93%	57. 04%	0.00%	0 02%	53. 61%	57. 71%
耐用消费品	2. 68%	7931	0. 95	63 45%	2. 93%	1. 64%	1. 80%	4. 75%	3 92%
生产性资产	5. 85%	17300	0. 97	79. 59%	8. 03%	1. 47%	1. 67%	16. 46%	11. 45%
其他	7. 12%	21051	0. 85	48 80%	5. 99%	5. 16%	5 86%	6. 48%	6 49%
2007 年城镇负债									
大宗消费品	- 12. 82%	- 37914	0. 85	9 31%	- 2 06%	- 129. 31%	- 145 55%	- 3 61%	- 5.81%
其他	- 1. 31%	- 3870	0. 98	5 89%	- 0 13%	- 23. 37%	- 24 67%	- 1.68%	- 1. 24%
2007 年农村资产									
金融类资产	27. 65%	16459	0. 72	53 92%	24. 29%	17. 88%	25 60%	26. 96%	24 87%
住房估计价值	61. 29%	36486	0. 62	53 10%	53. 02%	63. 40%	67. 67%	50. 10%	51. 52%
耐用消费品	4. 48%	2664	0. 77	50 62%	3. 69%	3. 59%	4 33%	3. 46%	4 37%
生产性资产	13. 07%	7779	0.88	67. 16%	14. 30%	12. 90%	16 75%	19. 72%	18 05%
其他	4. 27%	2543	0.89	69. 95%	4. 87%	2. 12%	3 15%	4. 67%	5 76%
2007 年农村负债									
大宗消费品	- 5 43%	- 3234	0. 92	- 4 02%	0 36%	- 112. 85%	- 121 13%	- 3 09%	- 2.83%
其他	- 5 32%	- 3165	0. 92	0 71%	- 0 06%	- 87. 05%	- 96 37%	- 1. 82%	- 1.74%

2007年城镇与农村财产分布进行比较可以发现,农村金融类资产的比例远小于城镇,仅为27.65%,而生产性资产的比例则远高于城镇,达到13.07%。这主要是由于农村居民往往拥有各种农业生产工具,而城市居民此项分项资产内容较少,同时农村居民较少有机会进行金融投资。此外,农村居民的债务结构中,大宗消费品和其他债务比例大致相同,这也是由于农村居民需要购买各种生产工具,而城市居民往往没有此项借贷。农村家庭中各分项财产对净财产的贡献率与城镇十分相似,其中金融资产和自有房屋估值的基尼系数分别为0.72和0.62,对不平等的贡献率分别为24.29%和53.02%。在农村财产分布底端的家庭房屋估计价值占净财产比例高于顶端家庭,并且家庭负债远超过资产。

图 6 的洛仑兹曲线显示, 相比于 2007 年和 2005 年城镇的金融资产分布, 2007 年农村的金融性资产分布的不平等程度最高, 这主要是由于农村中通常只有财产分布顶端的家庭才有机会参与金

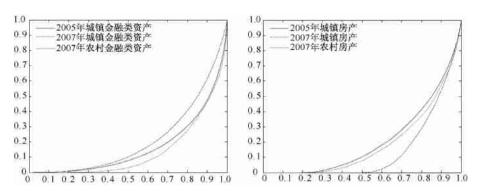


图 6 中国城乡居民金融类资产以及房产分布的洛伦兹曲线

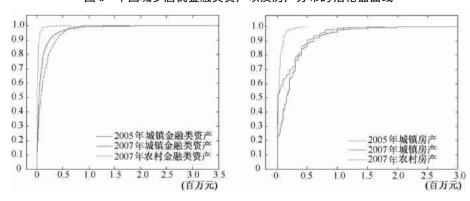


图 7 中国城乡居民金融类资产以及房产分布的累积密度函数

融性资产投资。从累积密度函数图(图 7)来看,2007年城市比 2005年城市的金融资产有所增长,并且城市的金融资产远大于农村的金融资产持有量。2007年城镇住房估计价值分布的不平等性高于 2007年农村和 2005年城镇,这一点从洛仑兹曲线上可以很明显看出。这可能是由于房价的快速增长使原来持有较多房产的家庭更加富裕,而原来家庭财产持有量较低的家庭无法承担购买住房所需要的资金。

五、财产分布不平等的原因初探

前文已经从总体统计特征和财产结构的角度研究了我国城乡财产分布的状况,但是更为重要的是财产分布的决定因素,即哪些因素导致了居民财产水平的差异。无疑,家庭成员的个人特征对财产分布有着重要的影响,例如通常认为身体健康的个体更容易积累财产,受教育年限与财产积累有着正向关系,但是这些观点是否符合我国的情况需要用数据进行检验。为了提供尽可能详尽准确的说明,本文将通过按照个体特征拆分样本以及估算财产函数两种方法对此进行研究。

从第三节的分析可以看出, 财产分布并非正态分布, 而是向低财产值扭曲。在估算财产函数时, 如果直接以财产值作为被解释变量, 容易受到极端值的影响, 得到的回归结果并不可靠。 Carroll et al(2003)的研究表明, 用未经转换的财产值直接估计财产函数得到的残差分布并不能通过正态分布的检验。Meng(2007)的研究结果也表明用财产作为被解释变量不能产生合理的回归结果。 李实等(2000)的研究对财产进行了对数转换, 但是由于这种方法不允许负财产和零财产, 并不适合本文的研究。为了避免以上两个问题, 本文遵循 Carroll et al(2003)的方法, 首先对财产作反双曲正弦转换:

$$f(W, \theta) = \ln(\theta W + \sqrt{\theta^2 W^2 + 1})/\theta \tag{2}$$

其中, W 为财产值, θ 为阻尼参数, θ 选择的标准是使回归残差尽量符合正态分布。通过(2) 式的转

化,极端值的影响被缩小,同时也消除了财产只能为正的约束。以转化后的财产作为被解释变量,财产函数的估计方程为:

$$f(W_i, \theta) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 M_i + \varepsilon$$
 (3)

其中, X_i 是描述个人特征的虚拟变量, M_i 是家庭内部控制变量, 包括家庭人口数和家庭收入。 ①

1. 年龄

按照生命周期理论, 财产应当在退休时达到最大值, 之后开始下降, 呈倒 U 型曲线。对财产和年龄做二次函数的回归, 得到如下图 8 所示的估计结果。城镇的财产分布表现出明显的倒 U 型曲线形状。2005 年的峰值出现在50 岁左右, 2007 年的峰值出现在60 岁左右。这一结果与现实情况基本吻合。计量结果显示, 2005 年和2007 年城镇50—59 岁的虚拟变量显著为正, 2007 年20 岁以下和20—29 岁的虚拟变量显著为负, 这一结果与图 8 中所示的'年龄—财产"图—致。2007 年的峰值推后可能是由于自有房屋估值上升, 导致拥有房产的老年人更为富裕, 而年轻人通常没有自己的房屋产权, 并不能享受房价上升

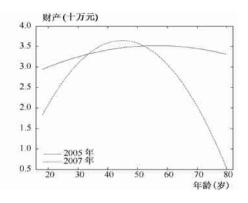


图 8 城镇居民年龄一财产曲线

带来的财产增长。李实、魏众、古斯塔夫森(2000)的研究认为,中国的财产分布在一生中出现了两个峰值,与传统的生命周期理论并不符合,而本文的研究结果则肯定了生命周期理论,并且这一结果与Meng(2007)较为接近。

相较于城市,农村的财产和年龄并没有明显的相关性。这可能是由于农村居民的收入与身体健康程度及劳动生产率直接相关,而年轻人由于身体状况的优势往往能够获得更高的收入,而城市中收入往往在退休前达到顶峰。这一因素使倒 U 型曲线不再成立。计量回归的结果也显示,2007年农村各年龄段的虚拟变量都不显著。

2. 职业

另一个能够产生财产分布差异性的因素是职业选择,表6汇报了相关的统计结果。表6显示,2005年城镇财产平均值最高的是个体户和私营企业主,其次为教师、科研人员和公务员。其中,个体户和私营企业主以及教师和科研人员的财产均值高于全样本均值。2007年城镇财产平均值最高的是公务员,其后依次为教师、科研人员,技术、企业管理人员,个体户、私营企业主、工人和服务人员。教师、科研人员、企业管理人员主要集中在财产分布的顶端,其中公务员和教师、科研人员这两个群体的财产高于样本的平均水平,其他群体的财产平均值都低于样本的平均值。这一结果与本文的基本认识是一致的。2007年与2005年最明显的不同是公务员的平均财产有了较快的增长,这是公务员工资改革以及公务员普遍享受福利分房效果逐渐表现的结果。计量回归的结果显示,2005年,公务员、个体和私营企业主的虚拟变量显著为正,而下岗失业者的虚拟变量显著为负;2007年,公务员的虚拟变量显著为正,下岗失业者的虚拟变量显著为负。计量回归的结果与统计分析的结果一致。

虽然公务员的财产持有量较高,但是基尼系数是各个群体中最低的,只有 0.46 左右,这主要是由于公务员群体收入水平较为接近。2007年基尼系数最高的群体是企业管理人员、下岗失业以及其他人群,分别达到 0.59、0.66 和 0.62。这些群体由于工作经历、所在岗位、就业历史的不同可能

① 限于篇幅,本文未汇报出中国城乡居民财产函数估计的具体计量结果,感兴趣的读者可以向作者索要全部的计量与统计结果。

²1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnk

产生非常不同的财产积累水平,导致其不平等程度较为严重。

表6 按职业

按职业细分样本及相应五等分组的中国城乡居民财产分布

		1	1	2	3	3		1		5	全样本		
	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	基尼系数	份额
200	5 年城镇												
1	5059	6.07%	118600	11. 43%	225 102	11. 43%	381703	12 50%	815524	9 96%	328324	0. 47	10 28%
2	22380	17. 14%	113246	14 64%	213834	16. 07%	38 1049	13 21%	779908	8 54%	246956	0. 51	13 92%
3	21072	22. 50%	117256	25 00%	218308	23. 93%	391997	26 07%	901767	20 64%	317463	0. 52	23 63%
4	1232	22. 14%	112841	12 86%	205699	12. 14%	372142	16 07%	1046970	23 84%	401745	0.61	17. 42%
5	21917	4. 29%	94429	1. 79%	218733	2. 50%	370060	1. 79%	1294700	0 71%	216322	0. 63	2 21%
6	49932	5. 00%	120374	5 36%	205766	4. 29%	410071	2 50%	1184867	8 90%	513233	0. 59	5 21%
7	15193	22. 86%	114920	28 93%	216157	29. 64%	374101	27. 86%	973243	27. 40%	345539	0. 54	27. 34%
200	7年城镇												
1	19004	3. 62%	84580	5 43%	201818	7. 69%	389306	9. 95%	827558	13. 51%	426847	0.46	8. 05%
2	- 26743	26. 24%	85020	23 98%	190881	19. 00%	368521	30. 77%	903878	28. 83%	329402	0. 59	25. 77%
3	1977	29. 86%	76900	33 48%	189849	31. 67%	374743	30. 32%	752294	25. 23%	259300	0. 55	30. 11%
4	- 40717	4. 07%	72965	6 79%	1 <i>7</i> 7970	7. 24%	376644	8. 14%	797300	13. 96%	394061	0. 49	8. 05%
5	6549	4. 98%	74551	1. 36%	191063	2. 71%	474100	0.90%	0	0. 00%	108649	0.66	1. 99%
6	- 42850	6. 79%	72720	6 79%	184755	7. 69%	409045	6. 33%	812466	12. 16%	355137	0. 55	7. 96%
7	- 3219	24. 43%	82843	22 17%	189199	23. 98%	356415	13. 57%	975575	6. 31%	191318	0. 62	18.08%
200	7年农村												
1	- 2679	5. 94%	16353	7. 92%	33050	5. 94%	60443	6. 93%	188550	16. 50%	89579	0. 55	8. 68%
2	- 4481	17. 82%	16446	32 67%	31832	24. 75%	60572	23. 76%	146243	21. 36%	48598	0. 56	24. 06%
3	2288	2. 97%	16063	4 95%	29219	2. 97%	69223	3. 96%	151695	11. 65%	84150	0.48	5. 33%
4	2373	29. 70%	16250	25 74%	33864	33. 66%	60852	27. 72%	167556	16. 50%	45906	0. 56	26. 63%
5	- 4395	23. 76%	14746	8 91%	33135	11. 88%	62903	17. 82%	282211	17. 48%	81937	0. 74	15. 98%
6	3843	3. 96%	13365	2 97%	35743	0. 99%	62565	0. 99%	179971	1. 94%	46701	0. 67	2. 17%
7	- 1356	15. 84%	18111	16 83%	31939	19. 80%	58274	18.81%	175950	14. 56%	53695	0. 59	17. 16%

2007 年农村财产均值最高的职业是工作或就业(非打工)、在外地打工和其他家庭经营活动, 其财产均值远超过全样本的平均值,而其他群体的财产均值都低于全样本的均值。值得注意的是 在外地打工比在本地打工的财产均值高出一倍,说明外出打工是农村居民收入较高和积累财产较 为容易的职业选择;而从事家庭农业的家庭财产均值较低,说明农村务农的经济效益较低。计量结 果显示工作或就业以及其他家庭经营活动的虚拟变量显著为正。

从基尼系数来看,外地打工和下岗失业的基尼系数最高,达到 0.74 和 0.67,其原因与城镇相同,即这些群体容易产生财产积累和收入的分化。而本地打工、家庭务农等工作的收入波动较小,财产分布不平等程度较低,基尼系数都为 0.56。

3. 婚姻状况

从十等分组情况来看, 无论是在城镇还是农村, 婚姻状况与财产分布并没有表现出明显的相关性。 计量回归的结果显示 2005 年城镇已婚虚拟变量显著为正, 这可能是因为婚姻状态与年龄具有较高的相关性原因, 而年龄与财产积累有正相关性; 同时已婚意味着家庭人口数增多, 这也将导致已婚和财产积累的正相关性。但是, 这种相关性并不很强, 2005 年城镇已婚虚拟变量只在 10% 的显著性水平上显著, 2007 年城镇和农村的已婚虚拟变量都不显著。2007 年丧偶的虚拟变量显著为

正,这可能是由于丧偶的样本量很小,容易受到极端值影响,得到有偏估计。

4. 受教育程度

受教育程度直接体现了个体人力资本投资的情况, 受教育程度越高, 寻找到高收入工作的机会也就越高。本文预期受教育程度对财产水平有正面影响。从 2007 年城镇的全样本均值来看, 随着学历的升高, 财产持有量相应增加, 说明教育程度和财产正相关。研究生以上学历的财产均值达到530408元, 是大专和本科学历财产均值的 1.7倍, 是高中和中专学历的 2.4倍。大学以上学历的群体财产均值超过全样本平均值, 而其他群体则低于样本平均值。五等分组的结果显示, 大专和本科及以上学历占相应组别的比例随着组别等级上升而上升, 高中以下学历占相应组别的比例随着组别等级上升而下降。计量结果显示, 大专和本科以及研究生的虚拟变量都显著为正, 体现了人力资本投资与财产的高度正相关性。李实等(2000)的研究显示受教育程度与财产水平负相关, 本文修正了其研究结果。

从财产分布的集中程度来看,未上过学的群体其基尼系数最低,为 0.35,这可能是因为该群体普遍从事简单的体力劳动,收入较低且比较平均,财产分布相对集中。基尼系数最高的群体是接受了小学和初中教育的群体,达到 0.73,这可能是因为该群体可以从事职业的范围较广,相应收入波动的幅度也较大,导致该群体的财产分布不平等程度较高。

与城镇情况不同,从各个受教育群体的财产均值来看,农村财产分布与受教育水平并没有表现出明显的相关性。计量回归的结果显示,除了大专和本科,其他虚拟变量都不显著,而大专和本科的系数估计值为负,与本文的预期相反。在农村中,接受高等教育的比例很低,接近 70% 的人群最多只接受了小学或者初中的教育,这与城镇的情况非常不同。我国农村仍然以体力劳动为主,人力资本在农村中并不能直接转化为较高的劳动生产率,较高的受教育经历并不能够直接转化为较高的收入。这在一定程度上解释了本文以上的结论。另一个与城镇不同的地方在于农村中各个受教育群体的基尼系数非常接近,都在 0.6 左右。这表明受教育程度与农村的财产分布并没有直接的关系。

表7	按受教育程度细分样本及相应五等分组的中国城乡居民财产名	分布
----	-----------------------------	----

	1		2		3	3		4		5		全样本	
	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	基尼系数	份额
2007 年城镇													
文盲	31024	0 45%	0	0. 00%	190843	0.90%	404719	0 90%	0	0.00%	244430	0.35	0.45%
小学和初中	5773	18 10%	77101	17. 65%	183906	10 86%	377458	7. 24%	1461273	7. 21%	274602	0.73	12.21%
高中和中专	- 1357	22 62%	82585	27. 60%	1873 23	23 98%	370107	15. 38%	796964	13 06%	222879	0.59	20.52%
大专和本科	- 21186	56 11%	80614	53. 85%	1881 65	59. 73%	375027	71. 95%	767311	74 32%	311931	0.53	63.20%
研究生	9088	2 71%	69568	0. 90%	1998 57	4 52%	353323	4 52%	1290903	5 41%	530408	0.57	3.62%
2007 年农村													
文盲	4056	6 73%	16930	12 50%	30320	13 46%	64774	2 88%	196743	3 88%	40348	0.56	7.90%
小学和初中	- 3495	56 73%	15802	51. 92%	34447	57. 69%	603 50	68 27%	185 142	57. 28%	59 149	0.61	58.38%
高中和中专	4627	20 19%	17191	23 08%	30441	12 50%	639 16	20 19%	204 445	27. 18%	74506	0.62	20.62%
大专和本科	- 3454	16 35%	15949	12 50%	31495	16 35%	65622	8 65%	139 669	11. 65%	43 392	0.62	13.10%

5. 健康状况

从 2007 年城镇的全样本均值来看, 随着健康程度的提高, 财产均值上升, 这意味着健康程度与财产为正相关关系。计量结果显示, 代表身体状况非常好的虚拟变量显著为正。这是因为一方面健康程度与劳动生产率相关, 身体状况良好的群体更容易获得高收入; 另一方面身体状况较差的个

体通常需要较高的医疗开销,从而不利于财产积累。从五等分组来看,越接近财产分布的顶端,身体状况好的人群的比例越高,身体状况越差的人群比例越低。

2007年农村比城市表现出更明显的正相关关系,随着健康程度提高,财产占有量增加。从五等分组来看,越接近财产分布顶端,身体状况非常好和好的群体的比例越高。这是由于农村中主要进行的是体力劳动,身体健康状况与劳动生产率及相应的收入有着密切的关系,身体状况良好往往意味着更高的劳动生产率和更高的收入。尽管计量结果显示并没有某一虚拟变量显著,但是各个虚拟变量的符号与我们的预期相符。

6. 社会政治因素

2007 年城镇调查问卷提供了关于党派的个人特征选项。以往的研究已经发现,是否为中共党员对于财产分布具有显著影响(Merg, 2007; Appleton et al, 2005)。党员身份对财产积累有两方面的影响:一方面,个人能力较为突出、人力资本积累较多的个体更容易成为党员,是否为党员是个体综合素质的一种代理指标;另一方面,在成为党员之后,个体往往有更多的经济和社会发展空间和发挥才能的机会,有利于获得更高的收入,积累更多的财产,同时在住房分配、医疗保险等方面具有一定优势。Merg(2007)的研究结果显示,在住房改革之前,党员比非党员的住房条件和住房面积都更优越,而在住房改革后党员得到了更多的住房补贴。从表8的统计分析来看,党员的财产均值为374310元,为非党员群体财产均值的1.3倍。从五等分组情况来看,随着组别的提高,党员所占份额逐渐增加,而无党派所占的份额逐渐减少。计量回归的结果也证实了这一点,代表党员的虚拟变量显著为正。李实等(2000)的回归结果显示代表党员的虚拟变量显著为负,而本文的研究结果与此相反。一个可能的解释是在1995年,我国居民财产积累较低,市场经济并不成熟,人力资本并不能很好地转化为经济收益,同时党员的各种隐性收入和福利补贴并不显著,党员身份对财产积累产生影响的两种机制还不能很好地发挥作用。但是目前来看,党员身份对财产积累的作用则已经非常明显了。

表 8 按政治面貌细分样本及相应五等分组的中国城乡居民财产分布

	1		2		3	3		4		5		全样本		
	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	份额	均值(元)	基尼系数	份额	
共产党	- 5710	12. 00%	76132	7. 11%	192075	15 11%	381552	19. 11%	810058	21. 52%	374310	0.49	14 96%	
民主党派	- 15982	0. 89%	96672	4. 44%	169819	5 78%	347805	2. 22%	640688	0.90%	192588	0.40	2 85%	
无党派	- 10739	87. 11%	79753	88. 44%	189082	79. 11%	374287	78. 67%	863174	77. 58%	284941	0.60	82 19%	

六、结 论

本文利用奥尔多中心 2005 年和 2007 年的调查数据详细研究了现阶段我国城乡居民财产分布的现状。本文首先分析了我国城乡居民收入分布及其不平等状况的总体统计特征。2007 年城镇和农村的基尼系数已经分别达到 0.58 和 0.62, 高于之前研究的估计结果, 与美国等发达国家的差别逐渐缩小。同时, 我国的财产分布不平等程度高于收入分布的不平等程度, 这一结果与国际经验和已有文献的发现一致。令人意外的是, 农村财产分布的基尼系数高于城市。

本文之后又从财产的构成出发对城乡财产分布进行了分解分析。研究结果表明,金融性资产和住房估计价值是居民财产的主要组成部分,同时也是财产分布不平等的主要原因。值得注意的是,城镇住房估计价值分布的不平等程度从 2005 年到 2007 年迅速加剧,这导致了 2007 年城镇财产分布差距的拉大。

最后,本文通过依照个体特征细分样本以及估算财产函数两种方法探讨了导致我国居民财产

水平差异的原因。不同于李实等(2000)的结果,本文发现我国的财产分布与生命周期理论的预期一致,在50—60岁之间财产达到峰值,在整个生命周期内呈倒U型曲线。职业差别导致了财产分布不平等程度加剧,城镇中,公务员、个体和私营企业、教师及科研人员是城镇财产均值最高的群体,但是这些群体内部的不平等程度低于全社会的财产分布不平等程度。农村中,在外地打工、从事其他家庭活动是农村财产均值最高的群体,而在家务农的家庭财产均值较低,而外地打工群体的财产水平差异较大。关于职业和财产分布的研究结果为提出缩小贫富差距的政策建议提供了可能。在城市中,受教育程度对财产水平有显著的正的影响,只接受了小学或初中教育的群体财产分布不平等程度最高;在农村,受教育水平则与财产分布没有直接关系。此外,本文发现中共党员作为个人特征与财产分布的关系是显著的。党员群体的财产水平高于非党员群体,但是其财产分布不平等程度较低。

本文的实证研究将为以后进一步的理论研究以及缩小贫富差距的政策制定提供了实证研究成果支撑,但仍有一些值得完善和改进的地方。一是数据样本容量仍偏小,可能会导致分析所得结论有一定局限性,因此我国需要进行更大规模的有关财产分布的调查。已有的、关于中国居民财产分布以及贫富差距的研究普遍存在这样的问题,比如 Meng(2007) 所使用的样本其容量为 3000 多或者 4000 多,世界银行的相关研究 Luo & Zhu(2008) 所使用的样本其容量也只有 1000 多或者 2000 多,都不是很大;而且这些研究所使用的调查数据通常只涉及到较少的几个省份。而本文所使用的调查数据涉及的省份较多,基本囊括了东部沿海、中部以及西部地区的代表省份,因此在某种意义上讲代表性意义更强一些。但是,如果今后的调查规模能够更大,那么相应的研究结果将更加坚实可靠。二是本文初步探讨了导致居民财产水平差异的原因,考察了各种经常被讨论的个体特征对居民财产水平的影响,但是本文可能遗漏了其他一些重要的深层次因素,如居民的主观行为特征(像居民对待风险的态度等等)、财产遗赠等等,特别是中国城乡社会改革等动态演进制度因素,这些将是本文以后进一步深入研究与探讨的方向。

参考文献

陈彦斌, 2008a:《中国城乡财富分布的比较分析》、《金融研究》第 12 期。

陈彦斌, 2008b:《中国城乡无财富家庭的财富分布》,《中国人民大学学报》第 5 期。

陈彦斌、霍震、陈军,2009.《灾难风险与中国城镇居民财产分布》、《经济研究》第11期。

李实、魏众, B. 古斯塔夫森, 2000:《中国城镇居民的财产分配》,《经济研究》第3期。

李实、魏众、丁赛, 2005:《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》、《经济研究》第6期。

李实、赵人伟, 1999:《中国居民收入分配再研究》,《经济研究》第4期。

李涛, 2006:《社会互动与投资选择》,《经济研究》第8期。

李涛, 2007:《参与惯性与投资选择》,《经济研究》第8期。

赵人伟, 2007: 《我国居民收入分配和财产分布问题分析》, 《当代财经》第7期。

周浩、邹薇, 2008:《中国城市居民收入的分布动态研究: 1995-2004年》,《财贸经济》第 10 期。

Appleton, S., L. Song and Q. Xia, 2005, "Has China crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China During Reform and Retrenchment", Journal of Comparative Economics, Vol. 33, No. 4, 644—663.

Cagetti, M., and M. De Nardi, 2006, "Wealth Inequality: Data and Models", NBER Working Paper No. 12550.

Carroll, C. D., K. E. Dynan, and S. S. Krane, 2003, "Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets", Review of Economics and Statistics, Vol. 85, No. 3, 586—604.

Diaz Gimenez, J., V. Quadrini, and J. Rios Rull, 1997, "Dimensions of Inequality: Facts on the U. S. Distributions of Earnings, Income, and Wealth", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 21, No. 2, 3—21.

Hauser, R., and H. Stein, 2003, "Inequality of the Distribution of Personal Wealth in Germany 1973—1998", Working Paper No. 398, The Levy Economics Institute.

6/1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnk

Headey, B., G. Marks, and M. Wooden, 2004, "The Structure and Distribution of Household Wealth in Australia", Working Paper No. 12/ 04, Melbourne Institute.

Klevmarken, N. A., 2003, "On Household Wealth Trends in Sweden over the 1990s", Working Paper No. 395, The Levy Economics Institute.

Luo, X., and N. Zhu, 2008, "Rising Income Inequality in China: A Race to the Top", Policy Research Working Paper No. 4700, World Bank

Meng, X., 2007, "Wealth Accumulation and Distribution in Urban China", Economic Development and Cultural Change, Vol. 55, No. 4, 761 - 791.

Morissette. R., X. Zhang, and M. Drolet, 2002, "The Evolution of Wealth Inequality in Canada, 1984-1999", Microeconomics, No. 0401004.

Ravallion, M., and S. Chen, 2001, "Measuring Propoor Growth", Policy Research Working Paper No. 2666, World Bank.

Wolff, E. N., and M. Gittleman, 2004, "Racial Differences in Patterns of Wealth Accumulation", Journal of Human Resources, Vol. 39, No. 1, 193-227.

Wolff, E. N., 1998, "Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth", Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, No. 3, 131-150.

An Empirical Study of Wealth Distribution of Urban and Rural Households in China

Liang Yunwen^a, Huo Zhen^b and Liu Kai^c (a: School of Business, Guangxi University: b: Department of Economics, University of Minnesota; c: Department of Economics, University of Cambridge)

Abstract: This paper makes a thorough empirical study, from three aspects, on the wealth distribution of urban and rural households in China based on data from Aordo Center. We first depict the holistic statistical features of wealth distribution; and then do an analysis of structural decomposition of wealth distribution, based on the makeup of wealth; at last we explore the possible causes of wealth distribution and inequality with two methods: dividing sample according to individual characteristics and estimating the wealth function. We observe a serious wealth inequality, and the Gini coefficient of rural households is already larger than that of urban, specifically. The inequality of financial assets and housing is the main source of net wealth inequality. Occupation, education and Party member status all have significant influences on households' wealth accumulation.

Key Words: Wealth Distribution; Inequality; Gini Index; Wealth Function

JEL Classification: D31, D63

(责任编辑:松 木)(校对:昱 莹)